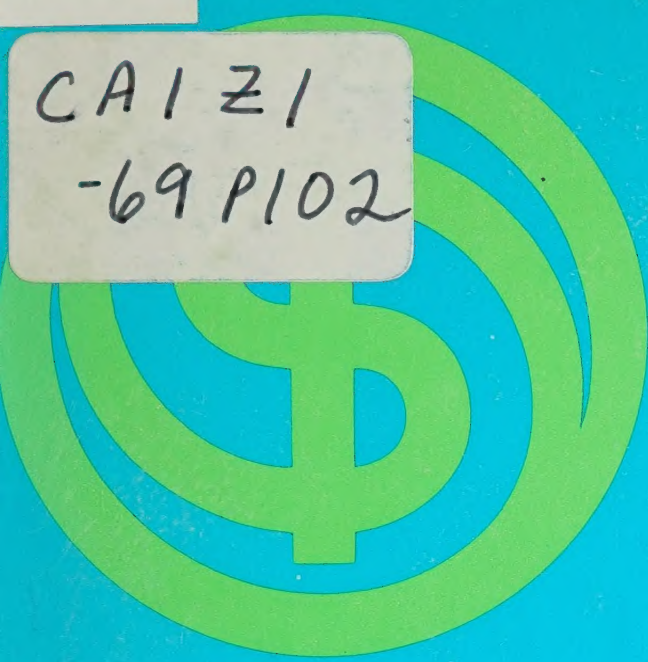


G-43

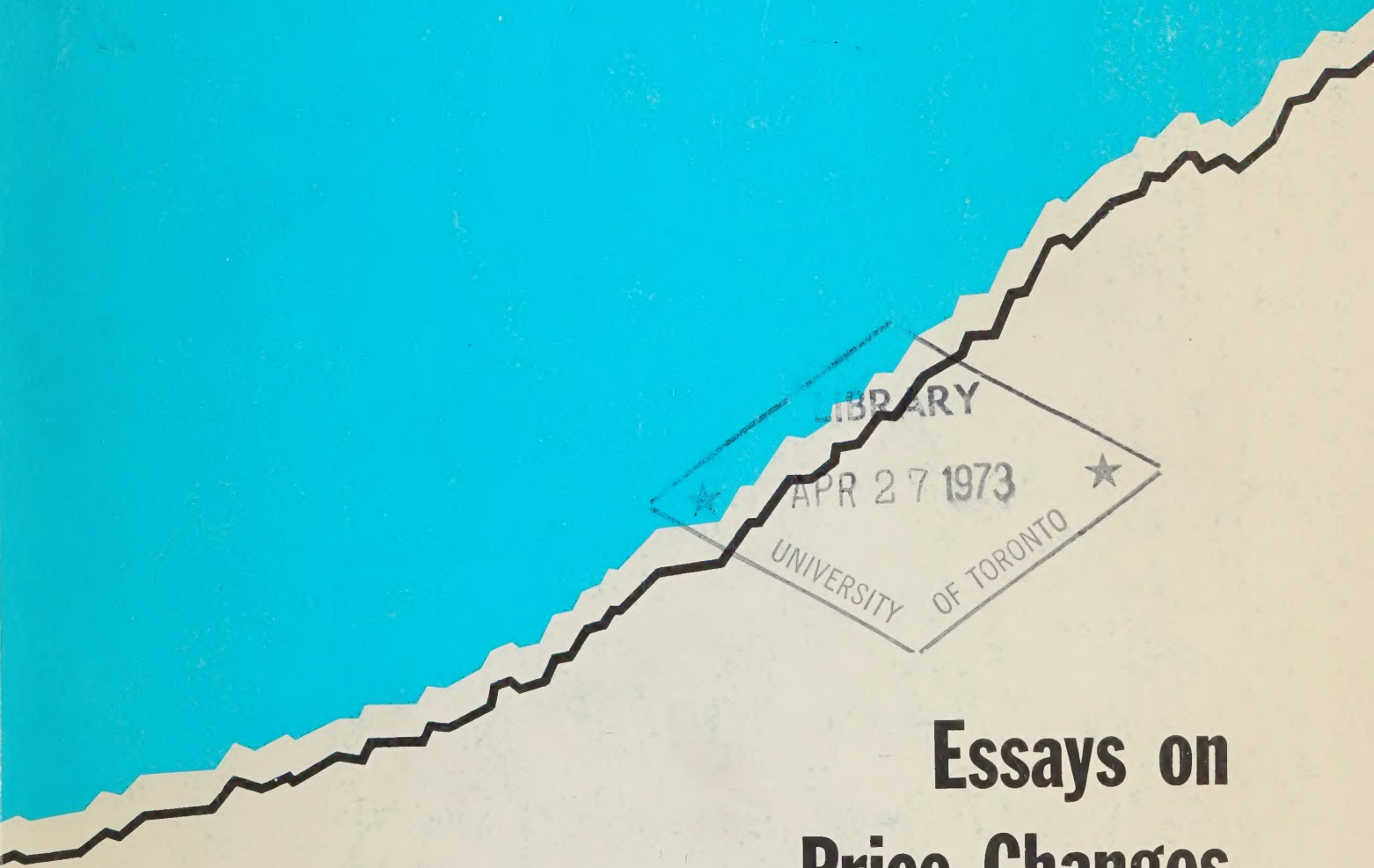
Government
Publications

Canada

CA1Z1
-69 P102




PRICES AND INCOMES COMMISSION



LIBRARY
★ APR 27 1973 ★
UNIVERSITY OF TORONTO

Essays on Price Changes

General publications
[G-43]



Digitized by the Internet Archive
in 2024 with funding from
University of Toronto

<https://archive.org/details/39051415130176>

CA 1 7 1
- 69 P102

Government
Publications



ESSAYS ON PRICE CHANGES IN CANADA

Prepared for the
Prices and Incomes Commission

by

J.G. Cragg

H.T. Young

K. Dennis

D.G. McFetridge

M.W. Whybrow

C.S. Wiseman

James M. Ferguson

"This is one of a series of studies prepared for the Prices and Incomes Commission. The analyses and conclusions of these studies are those of the authors themselves and do not necessarily reflect the view of the Commission".



© Crown Copyrights reserved
Available by mail from Information Canada, Ottawa,
and at the following Information Canada bookshops:

HALIFAX
1687 Barrington Street

MONTREAL
640 St. Catherine Street West

OTTAWA
171 Slater Street

TORONTO
221 Yonge Street

WINNIPEG
393 Portage Avenue

VANCOUVER
800 Granville Street

or through your bookseller

Price: \$5.25

Catalogue No.: RG33-3-1972

Price subject to change without notice

Information Canada
Ottawa, 1973

TABLE OF CONTENTS

	Page
FOREWORD	vii
 PATTERNS IN PRICE CHANGES	
J. G. Cragg and H. T. Young	1
– Introduction	1
– Indexes	2
– The Decomposition Used	4
– Results	5
– Summary and Implications	12
– Appendix	13
– Bibliography	20
 PRINCIPAL COMPONENTS' PRICE INDEXES AND INFLATION	
H. T. Young	21
– Introduction	21
– The Method	23
– The Results	25
– An Application	31
– Conclusions	32
– Bibliography	51
 MARKET POWER AND THE BEHAVIOR OF INDUSTRIAL PRICES	
K. Dennis	53
– Introduction	53
– Sample and Data	55
– Firm Size and Concentration	61
– Cross-Section Regressions – 90-Industry Sample	68
– Cross-Sectional Analysis of 30-Industry Sample	77
– Some Evidence on 8-Year Trends	86
– Summary and Conclusions	89
– Postscript on Labor Union Power	90

SHORT-RUN PRICE ADJUSTMENT IN THE CANADIAN MANUFACTURING SECTOR

D. G. McFetridge	93
– Introduction	93
– Theoretical Issues	94
– Policy Issues	96
– The Model	97
– The Sample and the Data	102
– Demand	103
– Labor Costs	108
– Materials Cost	112
– Foreign Prices and the Exchange Rate	113
– Realized Prices	113
– Price Adjustment Equations: Empirical Results	116
(a) Significant Equations	116
(b) Demand	117
(c) International Factors	120
(d) Expectations Regarding Coefficients on the Cost Variables	123
(e) Labor Costs	124
(f) Materials Cost	126
(g) Implicit Prices	127
(h) Summary of Results	127
– Policy Implications	131
APPENDIX A – Generation of Equilibrium Inventory Sales	145
APPENDIX B – Calculation of Input Prices at the Industry Level, 1956-1969	151
TRADE MARGINS	
M. W. Whybrow and C. S. Wiseman	157
APPENDIX	167
PRICE EFFECTS OF THE 1971 REMOVAL OF FEDERAL EXCISE TAX ON HOUSEHOLD ELECTRONIC EQUIPMENT	
James M. Ferguson	167
– Introduction	167
– Calculation of the Actual or Effective Rate of the Excise Tax	168
– Changes in Producer and Importer Prices	170
– The Expected Changes in Retail Prices Under Competition Following the Removal of an Excise Tax	171
– Effects of Retail Mark-up Policies on Percentage Reductions at the Retailer Level ..	173
– Changes in Retail Prices of Television Sets following the Removal of the Excise Tax ..	173
– Conclusion	175

TABLES

Essay	Table		
1	I	Decomposition of Sum of Squares	7
	II	Decomposition Over Three-Year Periods	9
	III	Decomposition by Years	10
	IV	Aggregate CPI and IPI, Average Quarterly Rates of Change ..	11
	V	Effects of Aggregation in CPI, Quarterly Figures	12
	A-1	CPI 1949 to 1969	13
	A-2	ISPI 1961-1969, Quarterly, 94 Items	16
	A-3	IPI 1949-69, 11 Items	19

Essay	Table		Page
2	VI	Correlation Matrices – Price Levels	33
	VII	First Principal Components – Levels	34
	VIII	Correlation Matrices – Price Changes	35
	IX	First Principal Components – Rates of Change	36
	X	Coefficients of Variation – Rates of Change	36
	XI	Proportion of the Variance of the Component Series Accounted for by the First and Second Principal Components	37
	XII	First Principal Components – Rates of Change, Disaggregated Breakdown	38
	XIII	Proportion of the Variance of the Components Series Accounted for by the First and Second Principal Components; Disaggregated Breakdown	39
	XIV	First Principal Components – Rates of Change, CPI – 1949-1960 and 1961-70	40
	XV	First Principal Components – Rates of Change, CPI – 1949-1960 and 1961-1970, Dissaggregated Breakdown	41
	XVI	Proportion of the Variance of the Component Series Accounted for by the First and Second Principal Components, Disaggregated Breakdown CPI – 1949-1960 and 1961-1970	42
	XVII	First Principal Component – Quarterly CPI, 7-Breakdown . . .	43
	XVIII	First Principal Component – Quarterly CPI, 18-Breakdown (Levels)	43
	XIX	First Principal Component – Quarterly CPI, 18-Breakdown (Rates of Change)	44
	XX	Consumer Price Index; First Principal Component – Calculated from Month-to-Month Rates of Change	45
	XXI	Implicit Price Index; First Principal Component – Calculated from Quarter-to-Quarter Rates of Change	46
	XXII	Wholesale Price Index; First Principal Component – Calculated from Month-to-Month Rates of Change	47
3	XXIII	Firm Size and Concentration Estimates, 90 Industries	56
	XXIV	Proportion of Manufacturing Major Divisions Covered by 90-Industry Sample	58
	XXV	Distribution of “Firm” Concentration Estimates	64
	XXVI	Distribution of Industries by Firm Size	66
	XXVII	Firm Size and Firm Concentration	68
	XXVIII	Cross-Sectional Equations, ISPI, 1-8 Year Ratios, 90-Industry Sample	69
	XXIX	Cross-Sectional Equations, ISPI, 1, 7 and 8-Year Ratios, 90 Industries	72
	XXX	Cross-Sectional Equations, ISPI, 1, 7 and 8-Year Ratios, 90 Industries	73
	XXXI	Cross-Sectional Equations, Margins on Operating Costs, 90 Industries	75
	XXXII	Correlation of Firm Size and Concentration with ISPI, DPR, LPD, UMC, and AHE, 1 and 8-Year Periods, 90 Industries . . .	76
	XXXIII	L, S, F and M Industry Groups	78
	XXXIV	\bar{R}^2 (Corrected for Degrees of Freedom), 1-8 Year Ratios, for L, S, F and M Samples, 30 Industries per Sample	80
	XXXV	Analysis of Variance and Dummy Regression Results, 1-Year Period, 30-Industry Samples	81
	XXXVI	Analysis of Variance and Dummy Regression Results, 5-8 Year Periods, 30-Industry Samples	83
	XXXVII	\bar{R}^2 and Standard Error of Estimate as a Function of Total Variance of Price, 30-Industry Cross-Sectional Regressions – 1-8 Years	84
	XXXVIII	1961-69 Trends, Various Economic Measures, 90 Industries . .	87
	IXL	Union Power and Market Power Proxies	90
	XL	Wages and Union Power	91

Essay	Table		Page
4	XLI	Industries for which Price Adjustment Equations are Estimated .	103
	XLII	Comparison of Quoted and Implicit Prices	115
	XLIII	Factor Shares in the Sample Industries	133
	XLIV	Price Adjustment Equations	134
	XLV	Industries in which Demand Disequilibrium is Significant	140
	XLVI	Characteristics of Industries in Which Demand Disequilibrium is Significant	141
	XLVII	Multivariate Analysis of Values of \bar{R}^2 and r_p Obtained from Time Series Price Adjustment Equations	141
	XLVIII	Equilibrium Coefficients on Cost Variables	142
	IL	The Correlation Between Aggregate Demand and Individual Market Demand	143
	L	Relative Importance of Demand Disequilibrium as a Determinant of the Rate of Price Change	143
	A-1	147
	A-2	148
	A-3	149
	B-1	Inputs and Input Prices	153
5	LI	162
	LII	163
	LIII	164
	Appendix	Margins Wholesale Trade/Margins Retail Trade	165

FOREWORD

This volume contains six essays which constitute part of the research done for the Prices and Incomes Commission. The essays complement other research on prices which has been done for the Commission and which is being issued in separate reports, particularly studies by R. M. A. Loyns, *A Comparison of the Consumer Price Index and Implicit Price Index As Measures of Recent Price Change in the Canadian Economy*; B. L. Scarfe, *Price Determination and Process of Inflation in Canada*; and Lester D. Taylor, Stephen J. Turnovsky, and Thomas A. Wilson, *The Inflationary Process in North American Manufacturing*. It is felt that the papers contained in this volume are of considerable interest, though it is not to be presumed that the views expressed represent in any way those of the Prices and Incomes Commission.

The first study, by V. G. Cragg and H. T. Young, examines the amount and nature of price changes in Canada, as recorded in various price indexes. It finds that there is a very great amount of short-term relative price change. By the same token, this study finds that common price movements, which might be identified with inflation, constitute a comparatively minor part of the price movements which are recorded. This is not an unimportant finding. Many people become concerned when the prices of particular goods rise sharply. Such rises, however, are apt to occur whether there is or is not general inflation.

The second paper, by H. T. Young, examines the question of whether it would be possible to combine the information contained in standard price indexes into a form which would reveal more clearly the underlying common price movements that occur. The problem is important because the highly erratic movements of standard price indexes make it difficult to recognize when inflation is developing. The work, which uses fairly sophisticated statistical techniques, contains some very promising and hopeful results.

These two essays look at patterns which exist in widely followed price indexes. The next two studies examine the question of whether monopoly power appears to have an effect on the patterns of price changes which do occur. The essays look at the problem in different ways. In the first case, the price changes which occur in a particular period of time (or, rather, which occur in particular periods of time) are compared across industries to see if the extent and nature of the changes are related to the size or power of the firms in various industries. In the second the method is to examine the price changes which occur in particular industries over time and then see whether there are any systematic differences in these patterns of price change which can be related to the nature and structure of the industry.

The first of these essays, the third in this volume, by K. Dennis, examines relationships existing between price changes and the structure industry, especially whether the changes are related to concentration or the number of firms in an industry, and to the size of the firms in the industry. This has long proven to be a very difficult and perplexing area. The associations found in this essay, though weak and in some respects rather baffling, are both interesting and suggestive. Among other things, Dennis finds that the effects to be ascribed to the different aspects of market power may not be the same, though each may play some role in determining the timing and, possibly, the magnitude of changes which occur. However, overall, this study suggests that while market power may play some role in accounting for differences in price changes, this factor does not appear to be a major one.

The fourth study, by D. G. McFetridge, uses a different methodology, but also finds little relationship between the price changes which occur and the structure of industry. In particular, McFetridge finds that many industries show sensitivity to the strength of demand for their products and that this sensitivity appears to occur both in concentrated and unconcentrated industries. By the same token, while McFetridge finds some instances where foreign prices are dominant considerations in the setting of Canadian prices, he finds that in most cases domestic conditions play a strong role.

These studies are limited both in the coverage of the parts of the economy which they study and in the extent and nature of the research that could be conducted. Limitations of data as well as controversies about the nature of price responses mean that there are still wide areas for research into the subject of price formation. However, these two essays, as well as other work done by the Commission, do suggest that, insofar as the size and strength of producers do have an effect on the patterns of price change which occur, these effects are subtle and are not a dominant part of the patterns to be found.

The short essay by M. W. Whybrow and C. S. Wiseman looks at the margins or mark-ups in distribution. Such mark-ups play an important role in the prices charged for final goods and services. Little is known about these mark-ups. The results of this study are modest — in part, as the authors explain, because there is a lack of relevant data. However, this lack of information does mean that there is considerable interest in this modest study and in the confirmations they give to the major features affecting the size of margins in distribution. It is, however, very clear

that a great deal remains unknown about the setting of prices in this important sector.

The final paper in this book by Ferguson is a study on the effects of the removal of the Excise Tax on household electronic equipment (television, radio, phonograph and combination sets) on June 18, 1971. Although because of the complicated pricing methods used by retailers and several other points which make any clear cut findings difficult, this study concludes that the consumer benefited from the tax removal.

PATTERNS IN PRICE CHANGES

by J.G. Cragg and H.T. Young

INTRODUCTION

This is a study of price changes. Its primary focus is on *how* prices have changed in the past and not on *why* they have changed. In particular, we shall be looking at price changes relative to each other and over time, rather than associating price changes with variations in other variables. The questions being asked concern the extent to which overall changes in prices are reflected in individual changes in prices and the extent to which variations in price changes reflect long term or temporary movements in relative prices. The concentration is on the establishment of patterns rather than on the testing of hypotheses.

Theoretical economic research in prices has concentrated on their functions as allocators of goods, services and resources on the basis of tastes and technological possibilities. The main elements lying behind the determination of prices are the preferences of individual consumers and the resources and production functions with which the economy is blessed or cursed. At the level of the individual firm, the prime tools of analysis are the demand for the product and the cost curves. Price changes for the individual product can be expected whenever conditions of demand or of cost change so that at the previous price the quantity that purchasers wish to buy is no longer equal to what the producers wish to sell. It is worth noting, however, that the theory does not say how or when the price change occurs. Especially, the frequently used assumption that first excess demand (supply) appears and then prices rise (fall) steadily until the excess is eliminated does not follow from the assumptions about demand and production. In simple models, indeed, it implies behavior that on the face of it is so irrational that it runs counter to the “rationality” assumptions of the rest of the development. While the theory could still be rescued, other parts are equally dubious.

It has always seemed a reasonable presumption that if the price of one good, relative to those of most others, is too low (high), the simplest way to describe what will happen is to say that the price of that good will rise (fall). This is especially the case when there is a “numeraire” in which prices are reckoned — but it is not the case of the numeraire itself whose price, by conventional reckoning, cannot change. In pure markets, this would cause no problems, but when prices are set, the need to change all prices may not be very evident to those setting them and some may change more than others initially. It may be a sensible presumption that, over the long haul, these timing effects will even out, but it is not evident over shorter periods and it is particularly unclear when there is investment. If in the process of adjusting the relative price of the numeraire other relative prices are affected temporarily, the amount, nature and age of the stock of durables or capital goods may be altered. It is, as a result, of interest to examine how various particular prices change as overall levels change and to see whether more rapidly rising average prices are associated with more variations in relative prices than are more stable average prices and whether these relative price changes are of a temporary or permanent nature. A large part of the focus of this study will be on just this subject.

INDEXES

There are a larger number of series on prices which one might consider. In this study, we concentrate on three Canadian price indexes: the Consumer Price Index (CPI), the Industry Selling Price Index (ISPI), and the (Revised) National Accounts Implicit Price Index (IPI).

The CPI and the ISPI are Laspeyres’ indexes. They differ from one another in conception and coverage. The CPI concentrates on retail prices (including indirect taxes) over a broad spectrum of consumer goods and services. The ISPI concentrates on prices charged by producers on an industry basis. Documentation on these measures is provided in DBS publications 62-518 and 62-528. Evaluations are found in studies by Asimakopulos and Loynes.¹ The CPI as a whole attempts to measure the retail cost of a “representative” market basket. No such direct interpretation exists for aggregates of the ISPI since they are not value-added indexes and the items involved may be intermediate inputs in other production as well as final products. The remarks of Stigler and Kindahl (3) on difficulties with prices gathered from sellers apply to a large extent to the ISPI.

The IPI is a series of Paasche indexes comparing each year with 1961. Year-to-year changes in the index reflect both changes in weights and changes in prices which make much extended analysis of these measures dubious. Their advantage is that they have broad coverage on a basis for which comparable series on other variables are available. To a very large extent, however, the IPI is based on prices which are also used in the CPI and the ISPI.

¹ See Asimakopulos (1) and Loynes (2).

The basic formula for a Laspeyres' index is,

$$(2.1) \quad I_t = \sum_j p_{jt} q_{jo} / \sum_k p_{ko} q_{ko} = \sum_j p_{jo} q_{jo} (p_{jt}/p_{jo}) / \sum_k p_{ko} q_{ko}$$

As the last part of (2.1) indicates, a Laspeyres' index may be regarded as a value-weighted average of price relatives. In analyzing changes in the index, we may investigate the change in the index,

$$(2.2) \quad I_t - I_{t-1} = \sum_j p_{jo} q_{jo} (p_{jt}/p_{jo} - p_{jt-1}/p_{jo}) / \sum_k p_{ko} q_{ko}$$

which is the average of changes in price relatives, using base-year value weights, or we might look at the relative values of the index,

$$(2.3) \quad I_t/I_{t-1} = \sum_j p_{jt} q_{jo} / \sum_k p_{kt-1} q_{ko} = \sum_j p_{jt-1} q_{jo} (p_{jt}/p_{jt-1}) / \sum_k p_{kt-1} q_{ko}$$

Formula (2.3) is again a value-weighted average of price relatives, but the values involved are those of the base-period quantities multiplied by the preceding-period prices and so change over time. The period-to-period change in the index,

$$(2.4) \quad (I_t - I_{t-1})/I_{t-1} = \sum_j w_{jt} [(p_{jt} - p_{jt-1}) / p_{jt-1}] / \sum_k w_{kt}$$

(where the w_{jt} are the weights) may be regarded as an arithmetic average of the relative changes or as an approximation to the average change in the logarithms of the prices. That is,

$$(2.5) \quad \Delta \log I_t \simeq \sum_j w_{jt} [(p_{jt} - p_{jt-1}) / p_{jt-1}] / \sum_k w_{kt} \simeq \sum_j w_{jt} (\log p_{jt} - \log p_{jt-1}) / \sum_k w_{kt}$$

The weights used in an index may be of crucial importance for evaluating overall changes in prices and their significance or for using indexes to split changes in values into changes in quantities and changes in prices. They are of less importance when the object is to study movements in average prices without consideration of their implications for real output. From that point of view, an index is simply a rather peculiarly weighted average. The peculiarity arises from the fact that there is no reason to suppose that the weights in any way represent relative standard deviations.

Of the three forms (2.2), (2.4) and (2.5), only (2.2) is a fixed-weight average. (2.4) and (2.5), using the published indexes, are both affected by movements in prices. If prices are regarded as stochastic, this gives in principle a very nasty form to the distribution of the indexes. On the other hand, it seems more reasonable to suppose that the variances of individual price changes are more likely to be constant for the rates of change rather than for the amounts of change and so the variances of (2.2) are more likely to change over time than those of (2.4). In this paper we shall concentrate our attention on (2.4), though little difference is made to the results by using (2.2) or (2.5)

The IPI indexes are of the form,

$$(2.6) \quad I_t = \sum_j p_{jt} q_{jt} / \sum_k p_{ko} q_{kt} = \sum_j p_{jo} q_{jt} (p_{jt}/p_{jo}) / \sum_k p_{ko} q_{kt}$$

The weights in (2.6) change with changing quantities. As a result, when analyzing changes in the IPI, it is not clear which change is having the major effect, the changes in prices or the changes in weights. It is not really legitimate to compare period-to-period changes in the index, but its broad coverage makes this tempting.

THE DECOMPOSITION USED

Prices are thrown up by the economy as a set of variables whose generation and effects are linked together and to other variables. This feature means that one would expect prices to be correlated with many economic variables without such correlations being particularly indicative of the processes of the economy. In this study, however, we ignore these considerations and look on price changes in a different way. We are considering changes for J indexes over T periods, denoted by Z_{jt} $j=1, \dots, J, t=1 \dots T$. Each change is supposed to be made up of four parts:

- (a) \bar{Z} — the overall change in all prices occurring in the whole period.
- (b) $Z_{.t}$ — the overall deviation in period T in the change of prices from the overall change.
- (c) $Z_{j.}$ — the deviation over the period in the change of the j^{th} item from the overall change and
- (d) e_{jt} — the change in price which is not associated with any of these measures.

Thus we consider Z_{jt} to be broken down,

$$(3.1) \quad Z_{jt} = \bar{Z} + Z_{.t} + Z_{j.} + e_{jt}.$$

Overall price changes affecting all commodities, which might be termed the inflation or deflation components, are supposed to be captured by the first two terms. On the other hand, relative price changes are captured in the last two terms, with $Z_{j.}$ capturing the net change in relative prices which occurs over the period while e_{jt} captures changes which did not persist. For statistical work, these four components are calculated by,

$$(3.2) \quad \bar{Z} = \frac{\sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T Z_{jt}}{JT}$$

$$(3.3) \quad Z_{.t} = \frac{\sum_{j=1}^J (Z_{jt} - \bar{Z})}{J}$$

$$(3.4) \quad Z_{j.} = \frac{\sum_{t=1}^T (Z_{jt} - \bar{Z})}{T}$$

and

$$(3.5) \quad e_{jt} = Z_{jt} - \bar{Z} - Z_{.t} - Z_{j.}.$$

It is easily shown that with these definitions,

$$(3.6) \quad \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T Z_{jt}^2 = JT \bar{Z}^2 + J \sum_{t=1}^T Z_{.t}^2 + T \sum_{j=1}^J Z_{j.}^2 + \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T e_{jt}^2.$$

The four terms on the right hand side of (3.6) can be interpreted as the contribution to the total sum of squares made by each of the features described.

Although this analysis is the same as the decomposition used in the analysis of variance, there is no reason to suppose that the e_{jt} are independently and normally distributed with the same variances. Rather the decomposition is of interest first to indicate to what extent these various crude factors account for variations in prices. As such, they serve as a standard of comparison for later work. Their use may also be held to indicate to what extent the movement of prices together is due to these crude measures and to what extent it would persist in their absence; that is, to indicate what association among prices remains after these crude factors are removed.

Regressions for individual rates of price change which contain a constant term automatically account for the terms \bar{Z} and Z_j . Thus the goodness of fit of regressions refers to the extent to which they succeed in accounting for Z_t and e_{jt} . A similar decomposition of residuals from a set of regressions would yield figures which are comparable to those calculated here for use in indicating to what extent the regressions account for the two factors.

It may be noted that many of the price-change series to be analyzed contain marked seasonal terms. In the present analysis these are included in Z_t and in e_{jt} . By forming averages for each of these quantities in the corresponding months or quarters of the observations one can separate these seasonal factors from the two parts. That is, say,

$$(3.7) \quad e_{jt} = e'_{jt} + d_{jt}$$

and

$$(3.8) \quad Z_t = Z'_t + \bar{d}_t$$

where d_{jt} is the average of e_{jt} for the month or quarter involved and \bar{d}_t is the average of the \bar{Z}_t . It is then the case that,

$$(3.9) \quad \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T e_{jt}^2 = \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T e'_{jt}^2 + \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T d_{jt}^2$$

and

$$(3.10) \quad \sum_{t=1}^T Z_t^2 = \sum_{t=1}^T Z'^2_t + \sum_{t=1}^T \bar{d}_t^2.$$

RESULTS

The CPI was studied for the period from the beginning of 1949 to the end of 1969. While it is available on a monthly basis, it was studied only using quarterly averages over the whole period for technical computing reasons. The CPI was taken at three levels which we shall term "gross groups", "major groups", and "minor groups". The items involved are shown in the stub of Table A-1. It may be noted that effectively a change in the weighting and composition of individual prices entering the indexes occurred in 1961 when the CPI was revised.

The available coverage for the ISPI decreases the farther back one goes. Concentration is placed on the 94 items which are available from 1961. These are shown in the stub of Table A-2. Some parts of the analysis, however, also use the set of 64 items which are available from 1956. These are indicated by an asterisk in the stub of Table A-2. The ISPI is available on a monthly basis.

The IPI was studied only for the major components listed in the stub of Table A-3. It is available quarterly and was investigated for the period beginning in 1949.

The results of the decomposition discussed in section 3 are summarized in Table I. A number of interesting points emerge from that table. The major components of the sums of squares are contributed by the residual terms e'_{jt} and d_{jt} , which represent the transitory relative price change and seasonal terms specific to the individual series respectively. Of these, the seasonal terms are comparatively unimportant in the ISPI while they are about as important as the error in the CPI. Only a small part of the reason for this difference appears to be due to more runs of unchanged prices in the ISPI. As the last line of Table I indicates, the proportion of observations on individual price changes which were zero in the ISPI was not much larger than the proportion in the CPI. Tables A-1 to A-3 record the percentage of zero observations for each item.

The other components in the decomposition all play a comparatively minor role in the sum of squares. This is particularly noticeable in the contribution made by Z_j , the overall changes in relative prices which occurred over the period. In all cases these accounted for less than four per cent of the total sum of squares. By the same token, period-to-period deviations in the average rate of growth make only minor contributions to the sum of squares and the seasonal component in these averages is tiny except for the IPI. Thus the major finding arising from the decomposition is the comparatively small roles played by overall price changes or by trends in relative price changes over periods as long as those considered.

One of the important questions concerning the roles of relative price changes and absolute price changes is whether periods of rising prices are systematically associated with substantial amounts of relative price change. Some indication of the answer to this question is given by the first set of correlations shown in Table I, those of Z'_t with the standard deviation of the e'_{jt} in the same periods. The correlations are positive, but not overwhelmingly large.² They are more pronounced for the CPI than for the ISPI. It could, however, be argued that one would expect the correlation to be between the absolute deviations of the overall price changes from their averages rather than with the algebraic values of these deviations. The correlations for this hypothesis are also shown in Table I, and again the proposition receives modest, but not substantial, support. Which of the two versions gives the better correlation is dependent on the series used, the length of time studied and the period over which individual price changes occur. It may be noted that there were about as many periods when the overall levels of price change were below trend as there were when it was above trend, though the five largest positive deviations were greater in absolute size for each of the columns of Table I.

²Note, however, that many of the correlations are significant.

TABLE I
Decomposition of Sum of Squares

Index	ISPI		CPI		IPI
Period	1961-9	1961-9	1961-9	1949-69	1949-69
Number of Items	94	94	102	102	11
Period	Monthly	Quarterly	Quarterly	Quarterly	Quarterly
$\Sigma \Sigma Z_{jt}$	1.560	1.649	3.212	8.173	0.260
\bar{Z} — amount per period	0.0016	0.0048	0.0070	0.0058	0.0065
Per cent of $\Sigma \Sigma Z_{jt}^2$ due to:					
\bar{Z}	1.66	4.68	5.37	3.52	14.97
$Z_{j.}$	1.19	3.60	2.41	1.57	1.99
$Z'_{.t}$	1.60	2.18	1.23	4.16	2.48
$\bar{d}_{.t}$	0.51	0.69	0.61	0.36	1.51
e'_{jt}	79.50	77.62	41.21	53.45	46.50
d_{jt}	15.53	11.22	49.17	36.93	10.24
Correlation of $Z'_{.t}$ with $\sqrt{\Sigma e'_{jt}{}^2}$	0.122	0.144	0.483**	0.299**	0.285*
Correlation of $ Z'_{.t} $ with $\sqrt{\Sigma e'_{jt}{}^2}$	0.327**	0.142	0.408**	0.432**	0.322*
Correlation of $Z_{j.}$ with $\sqrt{\Sigma e'_{jt}{}^2}$	0.432**	0.474**	0.272**	0.140*	0.240*
Correlation of $ Z_{j.} $ with $\sqrt{\Sigma e'_{jt}{}^2}$	0.328**	0.450**	0.103	0.118	-0.069
Per cent of $Z'_{.t}$ positive	0.514	0.514	0.457	0.410	0.410
Per cent of $Z_{j.}$ positive	0.500	0.489	0.490	0.500	0.546
Percentage of zero price changes	44.57	13.92	10.62	17.81	1.21

*Significant at the 0.05 level.

**Significant at the 0.01 level.

It is of equal interest to see whether those items showing the largest relative price changes in either absolute or relative form were those with the most variability. The answer in terms of correlation coefficients is also shown in Table I. This hypothesis also receives modest, but not very strong, support from the correlation coefficients.

These results have, of course, concentrated upon fairly lengthy periods of time and have contrasted relative price movements over long time periods with variations in relative prices over comparatively short periods. Furthermore, the definition of long-term price movements in terms of trends means trend price movements which involve infrequent, but large, changes in prices will to a very large extent show up in

the e_{jt} term as well as in the Z_{jt} term — as indeed they should. The finding of large contributions by the e_{jt} terms should therefore not be interpreted as meaning that there is anything like immediate or automatic reversals in differentials in rates of growth of individual prices from their own average or from the time-period average. But, by the same token, the extent to which deviations endure is not very pronounced. Tables A-1 to A-3 record the first and second-order auto-correlation coefficients of the e_{jt} for each of the individual price indexes considered. As the median values of these coefficients show, most of them are positive; and, as the values of the quartiles indicate, most are small. It is, however, also of interest to compare the decompositions of the sums of squares over shorter periods of time both to see how they have varied over time and how they compare with the calculations using the longer periods of time.

Table II summarizes the decomposition when calculated on a three-year basis, In each part of that table four items are recorded: the values of \bar{Z} , the values of $\sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T e'_{jt}{}^2$, the values of $\sum_{j=1}^J Z_j^2$ and the percentage which the sum of these two items contributes to the overall sum of squares. It will be noticed that in most instances the contribution of Z_{jt} is only a small fraction of that made by e'_{jt} . However, this fraction is a great deal larger than the ones indicated in Table I. While this is hardly surprising, it does indicate that the e'_{jt} do not seem simply to represent random fluctuations about some trends in relative prices. Another feature to note is that in neither component was there any strong relationship between the average rate of growth of prices over the periods and the sums of squares of either component. This finding is in line with what was shown by the correlations of Table I, and serves as a further indication that the amount of relative price movement is but weakly related to the average rate of increase of prices.

The decomposition of the sums of squares by shorter time periods is continued in Table III where the decomposition for the quarterly changes are calculated on an annual basis. It should be noted that in that table we are using e_{jt} rather than e'_{jt} . The ratio of the contribution of $\sum \sum e_{jt}^2$ to the total contribution of this term and the Z_{jt} terms shows substantial fluctuation over time in the case of the ISPI but not in the case of the other indexes. For all cases there is a mild, but not pronounced, correlation between this ratio and the \bar{Z} terms and the same is true for the sum of the contributions made by relative price changes.

It should be noted that the \bar{Z} terms are not the usually calculated values for inflation. This is particularly the case for the CPI and the IPI, which are more usually reported on the basis of the overall weighted averages rather than the unweighted averages which we have used and rates of growth are rarely calculated as averages of quarterly rates. The latter feature makes little difference; the former one is of considerable importance. In Table IV we reproduce the values of Z from Tables II and III for the CPI and the IPI and compare them with the values for the growth of these indexes based on the total index rather than on a simple average of the growth rates of its parts. While there is substantial co-movement among the two series, the correlations between the series are not unity. Taking the annual versions, for the CPI these correlations are 0.9735 and for the IPI they are 0.8971. There are

TABLE II
Decomposition over Three-Year Periods

ISPI – 94 Items Monthly					ISPI – 94 Items Quarterly				
	% per \bar{Z} M	SS due to e'_{jt}	SS due to Z'_j	% of SS due to relative prices		% per \bar{Z} Q	SS due to e'_{jt}	SS due to Z'_j	% of SS due to relative prices
1961-63	0.121	0.3421	0.0311	66.05		0.363	0.3001	0.1073	73.24
1964-66	0.128	0.2481	0.0390	65.67		0.392	0.2232	0.1227	77.56
1967-69	0.232	0.3070	0.0177	58.26		0.688	0.3665	0.0561	65.39
ISPI – 64 Items Monthly					ISPI – 64 Items Quarterly				
	% per \bar{Z} M	SS due to e'_{jt}	SS due to Z'_j	% of SS due to relative prices		% per \bar{Z} Q	SS due to e'_{jt}	SS due to Z'_j	% of SS due to relative prices
1956-57	0.122	0.0726	0.0120	42.91		0.372	0.0597	0.0434	41.86
1958-60	0.047	0.1794	0.0067	68.69		0.142	0.2004	0.0189	77.23
1961-63	0.171	0.3141	0.0290	66.36		0.508	0.3202	0.0898	74.14
1964-66	0.095	0.1999	0.0329	66.40		0.296	0.1877	0.1036	79.78
1967-69	0.253	0.2556	0.0133	57.52		0.753	0.3141	0.0431	64.26
CPI – 102 Items Quarterly					IPI – 11 Items Quarterly				
	% per \bar{Z} Q	SS due to e'_{jt}	SS due to Z'_j	% of SS due to relative prices		% per \bar{Z} Q	SS due to e'_{jt}	SS due to Z'_j	% of SS due to relative prices
1949-51	1.281	0.5275	0.0954	39.43		1.760	0.0122	0.0018	14.28
1952-54	0.033	0.5106	0.0855	49.33		0.080	0.0091	0.0032	36.14
1955-57	0.364	0.3030	0.0382	35.59		0.637	0.0143	0.0022	43.86
1958-60	0.463	0.3190	0.0369	36.13		0.256	0.0057	0.0014	37.66
1961-63	0.318	0.3900	0.0315	38.06		0.370	0.0048	0.0005	33.14
1964-66	0.745	0.3714	0.0601	37.96		0.805	0.0053	0.0022	32.32
1967-69	0.935	0.3696	0.0646	36.34		0.757	0.0100	0.0032	44.06

in fact two years for the CPI and six for the IPI where the two series point to different signs for the acceleration of prices.

The effects of using different aggregations in studying prices may be investigated by use of the CPI. Table V summarizes in percentage terms the decomposition using the three levels of aggregation. It will be noticed that the values of \bar{Z} do not vary systematically with the level of aggregation. The contribution of \bar{Z} to the sum of squares does, with the contribution coming from the overall average decreasing steadily with the number of items considered. The same is true of the

TABLE III
Decomposition by Years

	ISPI Quarterly 94 Items			ISPI Quarterly 64 Items			CPI Quarterly 102 Items			IPI 11 Items		
	\bar{Z}	Error Per cent ^a	Rela- tives Total ^b	\bar{Z}	Error Per cent ^a	Rela- tives Total ^b	\bar{Z}	Error Per cent ^a	Rela- tives Total ^b	\bar{Z}	Error Per cent ^a	Rela- tives Total ^b
1949	—	—	—	—	—	—	0.065	75.59	0.2933	0.597	79.76	0.0118
1950	—	—	—	—	—	—	1.028	79.52	0.4927	1.560	90.61	0.0111
1951	—	—	—	—	—	—	2.447	77.04	0.4660	2.833	85.92	0.0103
1952	—	—	—	—	—	—	-0.143	79.93	0.6358	-0.188	74.72	0.0114
1953	—	—	—	—	—	—	0.206	70.58	0.2754	0.144	78.68	0.0092
1954	—	—	—	—	—	—	0.038	78.09	0.2798	0.284	89.65	0.0096
1955	—	—	—	—	—	—	0.030	88.32	0.2976	0.596	70.23	0.0096
1956	—	—	—	0.433	51.74	0.0667	0.437	83.70	0.3136	0.956	86.85	0.0108
1957	—	—	—	0.326	81.21	0.1668	0.624	86.52	0.3166	0.359	72.28	0.0076
1958	—	—	—	0.069	69.35	0.0675	0.578	87.07	0.3589	0.146	68.88	0.0063
1959	—	—	—	0.380	74.07	0.1442	0.466	81.29	0.2323	0.329	91.24	0.0033
1960	—	—	—	-0.022	46.48	0.0621	0.344	92.53	0.3457	0.291	83.59	0.0050
1961	0.057	59.66	0.0626	0.185	76.51	0.0994	0.121	84.82	0.4410	0.113	78.82	0.0044
1962	0.300	63.44	0.0961	0.493	61.00	0.0667	0.444	87.18	0.3269	0.450	95.29	0.0044
1963	0.654	43.99	0.3757	0.847	43.45	0.3588	0.391	91.23	0.3160	0.548	91.59	0.0037
1964	0.195	27.88	0.1820	0.759	27.21	0.1568	0.458	82.83	0.2834	0.513	76.80	0.0029
1965	0.367	57.30	0.0832	0.261	55.93	0.0641	0.827	80.47	0.4318	0.947	70.14	0.0054
1966	0.612	59.34	0.1500	0.552	77.70	0.1268	0.950	99.10	0.3392	0.955	84.49	0.0045
1967	0.647	60.45	0.1461	0.716	57.94	0.0786	0.814	77.36	0.3243	0.590	72.50	0.0068
1968	0.591	61.63	0.1565	0.767	60.00	0.1281	1.062	90.03	0.4903	0.642	70.21	0.0074
1969	0.828	76.70	0.2718	0.777	82.66	0.2347	0.928	84.40	0.2535	1.037	80.51	0.0065

$$\begin{aligned} & a_{100} \times \Sigma \Sigma e_{jt}^2 / (\Sigma \Sigma e_{jt}^2 + T \Sigma Z_{jt}^2) \\ & b_{\Sigma \Sigma e_{jt}^2 + T \Sigma Z_{jt}^2} \end{aligned}$$

TABLE IV
Aggregate CPI and IPI
Average Quarterly Rates of Change

	CPI (102 Items)		IPI	
	Change of Index	\bar{Z}	Change of Index	\bar{Z}
1949-51	1.535	1.281	1.633	1.760
1952-54	-0.069	0.033	0.308	0.080
1955-57	0.457	0.364	0.531	0.637
1958-60	0.411	0.463	0.399	0.256
1961-63	0.279	0.318	0.467	0.370
1964-66	0.697	0.745	0.875	0.805
1967-69	1.028	0.935	0.993	0.757
1949*	0.374	0.065	-0.002	0.597
1950	1.368	1.027	2.036	1.560
1951	2.573	2.447	2.456	2.833
1952	-0.367	-0.143	0.226	-0.188
1953	0.049	0.206	0.175	0.144
1954	0.112	0.038	0.522	0.284
1955	0.047	0.030	0.413	0.596
1956	0.686	0.437	1.225	0.956
1957	0.640	0.624	-0.046	0.359
1958	0.590	0.578	0.369	0.146
1959	0.375	0.466	0.560	0.329
1960	0.287	0.344	0.268	0.291
1961	0.009	0.121	0.505	0.113
1962	0.421	0.444	0.414	0.450
1963	0.406	0.391	0.483	0.548
1964	0.408	0.458	0.638	0.513
1965	0.720	0.827	0.856	0.947
1966	0.962	0.950	1.132	0.955
1967	0.942	0.814	0.737	0.590
1968	1.033	1.062	1.029	0.642
1969	1.111	0.928	1.213	1.037

*Rates of change for three quarters.

period-to-period average deviations net of seasonal, Z'_t . As a result, the impression of general price movements one gets from looking at highly aggregate price measures is much stronger than would be the case with individual items. This, of course, is to be expected since averaging will tend to reduce the random elements. There is much less tendency for this to occur with the contributions made by the Z_j . As a result, the impression gained from the large aggregates about the relative extent of overall absolute price changes to overall, persistent relative price changes is altered substantially by the use of different aggregates and the same is largely true for the less persistent relative price changes. In other words, concentrating on only a few aggregate items in an index may well obscure the extent to which relative price changes occur in the economy.

TABLE V
Effects of Aggregation in CPI, Quarterly Figures

	Z	e'_{jt}	d_{jt}	$Z'_{.t}$	$\bar{d}_{.t}$	Z_j	\bar{Z}	r_1	r_2
1949-69									
Gross Groups . . .	0.642	35.13	10.7	26.9	1.0	1.5	25.5	0.27	-0.35
Major Groups . . .	0.615	57.1	11.2	16.4	0.2	3.4	11.8	0.43	-0.07
Minor Groups . . .	0.583	53.5	36.9	4.2	0.4	1.6	3.5	0.30	0.14
Total CPI	0.619	—	—	—	—	—	—	—	—
1956-69									
Gross Groups . . .	0.664	33.0	16.2	13.4	1.6	1.4	34.1	0.33	0.01
Major Groups . . .	0.652	50.7	20.4	8.3	0.5	3.2	16.8	0.40	0.19
Minor Groups . . .	0.612	48.5	43.2	1.4	0.6	2.1	4.2	0.10	0.18
Total CPI	0.600	—	—	—	—	—	—	—	—
1961-69									
Gross Groups . . .	0.642	29.6	26.8	4.5	0.6	1.9	36.5	0.30	0.18
Major Groups . . .	0.729	42.6	28.0	8.2	0.9	3.1	17.3	0.21	0.01
Minor Groups . . .	0.695	41.2	49.2	1.2	0.6	2.4	5.4	0.48	0.27
Total CPI	0.666	—	—	—	—	—	—	—	—

SUMMARY AND IMPLICATIONS

The decomposition of price changes suggested four conclusions:

- A. The dominant contribution to price changes does not come from changes in absolute price levels, which might be associated with inflation.
- B. The contribution made by trend-like changes in relative prices is small when lengthy periods are considered.
- C. The association between the amount of relative price change and of absolute price change is tenuous.
- D. Even in periods as short as a year there is a good deal of relative price change that cannot be represented as a steady rate of change over the year.

It should be emphasized again that these findings are based on a very rough-and-ready technique and that the main purpose has been descriptive. However, these findings have a number of interesting implications.

First, the main feature of price changes that structural explanations would have to account for are not common to all prices. To account for these changes, therefore, the models used would have to rely on different variables whose own changes vary markedly from each other or on fairly different parameter values or lag structures for variables which are common to various price-models or which do move together.

Second, it does not appear to be the case that inflation is needed to produce or does produce substantial relative price movement. This casts doubt on the notion that due to the downward rigidity of prices a fairly rapidly rising price level is needed to produce substantial relative price changes. By the same token, it casts doubt on the notion that inflationary bursts are accompanied by chaotic changes in relative prices. In addition, it casts some doubt on the notion that inflation arises from instability in demand or bottlenecks that push some prices up rapidly. Finally,

one may doubt how many price changes could be well explained by gradual adjustments by entrepreneurs to levels which they believe to represent fairly long-term market-clearing values. Instead, if they suggest anything, the results indicate that relative price changes may have more to do with short-run allocation of goods among purchasers than with the long-run allocation of resources among different productive endeavours. But this is far too strong a conclusion to draw from our results. Their purpose was to provide a better descriptive understanding of the type of price changes which have occurred and not to analyze the determination or the effectiveness of the working of the price system.

APPENDIX
TABLE A-I
CPI 1949 to 1969
Minor Groups

Minor Group Number	Average Deviation	Sum of Squares	Proportion Zero	First Order* Auto-correlation Coefficient	Second Order** Auto-correlation Coefficient
1.	-0.0085	0.1348	0.0000	0.2627	-0.1457
2.	0.0018	0.1397	0.0000	0.2350	-0.1425
3.	0.0010	0.1990	0.0000	0.3586	0.1217
4.	0.0021	0.1415	0.0000	0.1953	-0.1043
5.	-0.0004	0.0553	0.0000	0.5037	0.2306
6.	0.0022	0.0152	0.0241	0.4490	0.1009
7.	0.0010	0.0069	0.0602	0.0574	0.0273
8.	0.0080	0.5803	0.0000	-0.0407	-0.1842
9.	-0.0007	0.0091	0.0241	0.1340	-0.1903
10.	0.0015	0.0071	0.0120	0.2109	0.1115
11.	0.0001	0.3833	0.0000	-0.1174	-0.2564
12.	-0.0010	0.2110	0.0000	0.5781	0.1492
13.	0.0075	0.4353	0.0000	0.0830	-0.0087
14.	-0.0003	0.0269	0.0120	0.5695	0.1796
15.	-0.0063	0.0959	0.0000	0.4008	0.2055
16.	-0.0023	0.0281	0.0000	0.3758	0.0833
17.	0.0006	0.0980	0.0000	0.2190	-0.3463
18.	0.0007	0.0053	0.0482	0.6169	0.2923
19.	0.0040	0.0128	0.4217	0.0719	-0.5030
20.	0.0012	0.0159	0.6747	0.2900	0.3803
21.	0.0040	0.0042	0.0000	0.0214	-0.0593
22.	0.0047	0.0056	0.0000	0.2212	0.0038
23.	0.0026	0.0096	0.3253	0.3900	0.3129
24.	0.0002	0.0111	0.0120	0.0964	-0.0391
25.	-0.0059	0.0209	0.0723	0.0583	-0.1317
26.	-0.0043	0.0088	0.5663	0.4816	0.2436
27.	-0.0024	0.0157	0.3614	-0.0373	0.0513
28.	-0.0077	0.0139	0.0602	0.1265	-0.0378
29.	-0.0005	0.0030	0.0000	0.2002	0.1111
30.	-0.0015	0.0173	0.0241	0.4398	-0.0519
31.	-0.0024	0.0065	0.0361	0.3484	0.1475
32.	0.0019	0.0030	0.0120	0.2220	0.1668
33.	-0.0006	0.0047	0.0000	0.2112	0.1891
34.	-0.0002	0.0149	0.3253	0.3897	0.0961
35.	0.0015	0.1053	0.9036	0.1818	-0.0317
36.	0.0063	0.0193	0.4819	-0.1202	0.1111
37.	-0.0005	0.0159	0.3012	0.4462	0.1946

Table A-1 (Cont'd)

Minor Group Number	Average Deviation	Sum of Squares	Proportion Zero	First Order* Auto- correlation Coefficient	Second Order** Auto- correlation Coefficient
38.	0.0008	0.0151	0.0000	-0.1159	0.0005
39.	-0.0014	0.0057	0.0482	-0.0329	-0.1218
40.	-0.0000	0.0095	0.1807	0.3763	0.1211
41.	-0.0002	0.0806	0.2289	-0.1650	-0.0774
42.	-0.0035	0.0560	0.1687	-0.0128	-0.4664
43.	-0.0038	0.0662	0.2410	0.1423	-0.4386
44.	-0.0055	0.0032	0.3253	0.5105	0.2907
45.	-0.0084	0.0399	0.0964	0.4524	0.0644
46.	-0.0023	0.0043	0.1325	-0.1078	0.0266
47.	-0.0030	0.0327	0.2410	0.2174	-0.1838
48.	-0.0008	0.0133	0.2410	0.2444	-0.0198
49.	-0.0045	0.0607	0.2410	-0.0930	-0.1511
50.	-0.0016	0.0582	0.1567	0.3264	-0.1770
51.	-0.0038	0.0244	0.1687	-0.2538	0.2445
52.	-0.0031	0.0771	0.2771	-0.1400	-0.0375
53.	-0.0024	0.0247	0.2289	0.2253	-0.2668
54.	-0.0040	0.0067	0.4699	0.0233	-0.1040
55.	0.0034	0.0098	0.0482	0.4490	0.2508
56.	0.0020	0.0066	0.1084	0.3308	0.1327
57.	0.0033	0.0134	0.2289	0.3246	0.1607
58.	0.0010	0.0376	0.2169	0.2169	0.0468
59.	-0.0025	0.0079	0.0722	0.4297	0.0521
60.	-0.0053	0.0110	0.0482	0.1532	0.2122
61.	0.0025	0.0050	0.0602	0.0519	-0.3246
62.	0.0004	0.0044	0.0602	0.4530	0.1711
63.	0.0032	0.0042	0.0602	-0.0357	-0.0338
64.	-0.0032	0.0307	0.0482	0.1750	-0.0731
65.	-0.0028	0.0150	0.0241	0.4308	0.0194
66.	0.0016	0.0702	0.0602	0.4509	0.3430
67.	0.0047	0.0744	0.4699	0.1772	0.1301
68.	0.0073	0.0152	0.0482	0.3590	0.1734
69.	0.0032	0.0121	0.0722	0.1324	0.0655
70.	-0.0042	0.0198	0.0482	0.0719	0.0649
71.	0.0101	0.0553	0.0482	0.1546	-0.1233
72.	0.0009	0.0070	0.2048	0.1205	0.0238
73.	0.0007	0.1711	0.3735	-0.3520	0.0468
74.	-0.0017	0.0105	0.3735	0.1061	-0.0211
75.	0.0039	0.0211	0.4578	-0.1448	0.2375
76.	0.0039	0.0104	0.4578	0.0136	0.0797
77.	-0.0032	0.0037	0.4578	0.3183	0.3040
78.	0.0058	0.0146	0.4337	-0.2900	0.0865
79.	0.0026	0.0100	0.4337	-0.1495	0.1412
80.	0.0085	0.0228	0.4337	-0.1396	0.0137
81.	-0.0034	0.0139	0.3373	0.4409	0.1457
82.	-0.0075	0.0079	0.2289	0.5567	0.2315
83.	0.0018	0.0188	0.2048	0.3851	0.0693
84.	-0.0062	0.0169	0.0361	0.4280	0.1785
85.	-0.0004	0.0321	0.0963	0.3356	0.2117
86.	-0.0013	0.0162	0.1446	0.1580	0.1808
87.	0.0014	0.0257	0.1205	0.0797	0.0522
88.	-0.0044	0.0050	0.4217	0.6034	0.3414
89.	-0.0024	0.0146	0.0963	0.0268	0.1226
90.	0.0077	0.0108	0.0482	0.4067	0.0159
91.	0.0043	0.0076	0.0602	0.5076	0.4180
92.	0.0095	0.0106	0.0241	0.4494	0.3348

TABLE A-1 (Cont'd)

Minor Group Number	Average Deviation	Sum of Squares	Proportion Zero	First Order* Auto-correlation Coefficient	Second Order** Auto-correlation Coefficient
93.	-0.0061	0.0114	0.0482	-0.0649	0.0308
94.	0.0020	0.0362	0.2169	0.2442	-0.1280
95.	0.0002	0.0500	0.3133	0.0373	0.0324
96.	-0.0017	0.0075	0.0722	0.1257	0.0950
97.	0.0054	0.0273	0.3253	-0.0360	0.1859
98.	-0.0020	0.0461	0.3735	0.2145	-0.0407
99.	-0.0014	0.0322	0.3373	0.3255	-0.0561
100.	0.0005	0.0194	0.4578	0.2739	-0.1888
101.	-0.0016	0.0141	0.4699	-0.1133	-0.0979
102.	-0.0004	0.0108	0.3976	0.0566	-0.1330

* 1st Quartile: .0268, Median .2109, 3rd Quartile: .3758

** 1st Quartile: -.0774, Median .0468, 3rd Quartile: .1607

TABLE A-1 (Cont'd)
CPI*Gross Groups*

Food	Housing	Clothing	Transportation
Health	Recreation & Reading	Tobacco & Alcohol	

Major Groups

Food at Home	Fats & Oils	Misc. Groceries	Housing
Shelter	Men's Clothing	Women's Clothing	Children's
Footwear	Piece Goods	Clothing Services	Clothing
Local Transportation	Travel	Personal Care	Auto. Operation
Tobacco	Alcohol		Reading

Minor Groups

1. Poultry	24. Coal
2. Fresh Meats	25. Fuel Oil
3. Cured Pork	26. Domestic Gas
4. Beef	27. Electricity
5. Other Meats	28. Appliances
6. Fish	29. Furniture
7. Dairy Products	30. Floor Coverings
8. Eggs	31. Textiles
9. Butter	32. Utensils
10. Bakery Products	33. Supplier
11. Fresh Fruit	34. Telephone
12. Canned Fruit	35. Postage
13. Fresh Vegetables	36. Household Help
14. Canned Vegetables	37. Household Insurance
15. Fats & Oils	38. Man's Suit
16. Misc. Groceries	39. Man's Shirt
17. Direct Imports	40. Man's Hat
18. Tenant Costs	41. Woman's Winter Coat
19. Property Taxes	42. Woman's Spring Coat
20. Mortgage Interest	43. Woman's Dress
21. Repairs	44. Woman's Slip
22. New Houses	45. Woman's Hosiery
23. Property Insurance	46. Boy's Slacks

TABLE A-1 (Cont'd)
CPI

47. Boy's T-Shirt	75. Office Call
48. Boy's Sweater	76. Confinement
49. Boy's Parka	77. Appendectomy
50. Girl's Coat	78. Fillings
51. Girl's Dress	79. Dentures
52. Girl's Snowsuit	80. Extraction
53. Infant's Diapers	81. Headache Tablets
54. Infant's Overalls	82. Vitamins
55. Oxfords	83. Bandages
56. Woman's Shoes	84. Prescriptions
57. Children's Shoes	85. Toilet Soap
58. Overshoes	86. Tooth Paste
59. Cotton Print	87. Face Powder
60. Wool Material	88. Razor Blades
61. Laundry	89. Cleansing Tissues
62. Dry Cleaning	90. Men's Haircuts
63. Shoe Repairs	91. Women's Hairdressing
64. New Car	92. Theatres
65. Gasoline	93. Radio
66. Tires	94. Camera Film
67. Auto Insurance	95. Records
68. Fender Repair	96. Bicycle
69. Brake Relining	97. Newspapers
70. Battery	98. Magazines
71. Bus Fares	99. Cigarettes
72. Taxi	100. Tobacco
73. Train Fare	101. Beer
74. Bus Fare (Inter-City)	102. Liquor

TABLE A-2
ISPI 1961 – 1969 – Quarterly
94 Items

Item Number	Average Deviation	Sum of Squares	Proportion Zero	First Order* Auto- correlation Coefficient	Second Order** Auto- correlation Coefficient
1.	0.0025	0.0381	0.0000	0.1771	-0.0411
2.	-0.0000	0.0125	0.0571	0.3887	0.1030
3.	0.0035	0.0050	0.0286	0.1989	-0.0754
4.	0.0016	0.0058	0.0286	0.4373	0.1041
5.	-0.0033	0.0019	0.0286	0.4332	-0.0725
6.	0.0006	0.0080	0.0000	0.0374	-0.4854
7.	0.0049	0.0065	0.0000	0.1350	0.2046
8.	0.0002	0.0025	0.0000	0.1300	-0.2559
9.	-0.0023	0.0079	0.0000	0.4252	0.2707
10.	0.0003	0.0122	0.0000	0.3085	0.3686
11.	0.0033	0.0044	0.2857	0.1056	-0.2079
12.	0.0016	0.0043	0.1714	0.2433	0.1986
13.	0.0020	0.0030	0.1143	0.1937	0.1357
14.	0.0010	0.0057	0.0000	0.4283	0.1918
15.	0.0058	0.4377	0.0000	0.4245	0.3190
16.	-0.0018	0.0524	0.0000	0.0161	-0.3285
17.	0.0044	0.0092	0.2571	0.6102	0.3947
18.	-0.0019	0.0028	0.2286	0.2844	-0.0177

TABLE A-2 (Cont'd)
ISPI 1961 – 1969 – Quarterly

Item Number	Average Deviation	Sum of Squares	Proportion Zero	First Order* Auto-correlation Coefficient	Second Order** Auto-correlation Coefficient
19.	-0.0017	0.0017	0.6286	0.0783	0.0368
20.	-0.0033	0.0029	0.6286	0.3097	0.1026
21.	0.0064	0.0069	0.0286	0.2657	-0.0929
22.	-0.0019	0.0050	0.4286	0.2307	0.0837
23.	-0.0010	0.0020	0.2000	0.2195	-0.0543
24.	-0.0052	0.0176	0.1143	0.2723	-0.0006
25.	0.0029	0.0347	0.0000	0.5763	0.3058
26.	0.0020	0.0018	0.0857	0.2965	0.2166
27.	0.0037	0.0035	0.2286	0.3495	0.1919
28.	-0.0021	0.0016	0.0571	0.3178	0.1798
29.	-0.0022	0.0051	0.1429	0.3853	0.2423
30.	0.0012	0.0041	0.0857	0.1922	-0.1228
31.	-0.0069	0.0010	0.0000	0.3303	0.2313
32.	-0.0051	0.0005	0.7714	0.5358	0.1616
33.	-0.0058	0.0370	0.2571	0.5182	0.3177
34.	-0.0047	0.0011	0.2286	0.4110	0.2903
35.	-0.0004	0.0021	0.3429	0.3056	0.2446
36.	-0.0022	0.0186	0.0000	0.4549	0.1189
37.	-0.0063	0.0016	0.4000	0.2982	-0.0566
38.	-0.0040	0.0013	0.0571	0.4091	0.0595
39.	0.0012	0.0010	0.0286	0.0257	-0.1749
40.	0.0002	0.0033	0.3714	0.2514	-0.1845
41.	0.0179	0.2131	0.0000	0.4376	-0.2501
42.	0.0034	0.0400	0.0000	0.4781	-0.1311
43.	0.0033	0.0212	0.0000	0.1989	-0.4331
44.	0.0060	0.0052	0.0000	0.2243	-0.1435
45.	0.0057	0.0056	0.0000	0.1464	-0.0585
46.	0.0019	0.0051	0.0857	0.3479	0.1704
47.	0.0002	0.0011	0.0000	0.0238	0.1074
48.	0.0011	0.0019	0.7714	0.3100	0.0556
49.	-0.0004	0.0010	0.2571	0.2262	-0.1458
50.	-0.0006	0.0020	0.2286	0.2169	-0.0398
51.	-0.0062	0.0261	0.3429	0.2559	0.1576
52.	-0.0004	0.0029	0.0000	0.1837	0.0271
53.	0.0008	0.0040	0.5429	-0.1215	-0.1952
54.	-0.0016	0.0025	0.0857	-0.0327	-0.1523
55.	-0.0001	0.0008	0.0000	0.4085	0.0425
56.	-0.0023	0.0015	0.0571	0.4941	0.1607
57.	-0.0044	0.0007	0.6857	0.3945	0.0186
58.	0.0013	0.0010	0.0000	0.0826	0.1407
59.	0.0090	0.0121	0.0000	0.2366	-0.1490
60.	-0.0027	0.0020	0.0857	-0.0926	0.1061
61.	0.0132	0.0310	0.0286	0.2478	-0.0138
62.	0.0113	0.0215	0.0000	0.7287	0.5106
63.	-0.0009	0.0020	0.0571	0.5666	0.3086
64.	0.0015	0.0015	0.0286	0.2752	-0.0091
65.	-0.0027	0.0031	0.0286	0.0643	-0.2836
66.	0.0005	0.0009	0.0286	0.0089	-0.1773
67.	-0.0038	0.0011	0.2857	0.2609	0.0418
68.	-0.0018	0.0012	0.0000	-0.0105	-0.3252
69.	-0.0029	0.0013	0.4571	0.4556	-0.1158
70.	-0.0057	0.0010	0.0286	0.2263	-0.1196
71.	-0.0050	0.0005	0.0000	0.0570	0.2206

TABLE A-2 (Cont'd)

Item Number	Average Deviation	Sum of Squares	Proportion Zero	First Order* Auto-correlation Coefficient	Second Order** Auto-correlation Coefficient
72.	-0.0055	0.0034	0.0286	-0.0931	-0.4462
73.	-0.0036	0.0025	0.0000	0.2532	0.1154
74.	0.0004	0.0035	0.0857	0.1424	-0.1400
75.	0.0067	0.0240	0.0000	0.3446	0.0350
76.	-0.0024	0.0020	0.0000	0.1470	-0.0977
77.	-0.0011	0.0026	0.4000	-0.0198	-0.3203
78.	0.0020	0.0033	0.5142	0.2364	-0.3735
79.	0.0001	0.0044	0.5714	-0.0879	-0.2407
80.	0.0007	0.0038	0.0000	0.5652	0.2476
81.	0.0027	0.0033	0.1143	0.0292	0.0423
82.	-0.0004	0.0027	0.1714	0.0591	-0.0586
83.	-0.0003	0.0020	0.3429	-0.0361	-0.0625
84.	0.0014	0.0024	0.4857	0.0818	-0.0780
85.	-0.0019	0.0011	0.3143	0.2774	0.0070
86.	-0.0043	0.0026	0.0857	0.3617	-0.2023
87.	0.0008	0.0025	0.4857	-0.0501	-0.1880
88.	-0.0028	0.0124	0.0000	0.2823	0.0267
89.	-0.0087	0.0015	0.0286	0.3115	0.3036
90.	-0.0033	0.0010	0.0000	-0.2298	0.0716
91.	-0.0007	0.0031	0.2286	0.3401	0.0560
92.	-0.0024	0.0041	0.0286	0.1809	-0.1720
93.	-0.0064	0.0009	0.0286	0.3981	0.0601
94.	0.0007	0.0017	0.1714	0.4866	0.1849

* 1st Quartile: .1300, Median: .2532, 3rd Quartile: .3887

** 1st Quartile: -.1400, Median: .0186, 3rd Quartile: .1616

ISPI

- | | |
|----------------------------------|-----------------------------------|
| 1. Slaughtering & Meat Packing* | 22. Rubber Footwear Manufacturers |
| 2. Butter & Cheese Plants | 23. Tire & Tube Manufacturers |
| 3. Pasteurizing Plants | 24. Leather Tanneries* |
| 4. Condenseries | 25. Shoe Factories* |
| 5. Ice-Cream Manufacturers* | 26. Leather Gloves* |
| 6. Processed Cheese | 27. Cotton Yarn Mills* |
| 7. Fish Products* | 28. Wool Yarn Mills* |
| 8. Fruit & Vegetable Canners* | 29. Wool Cloth Mills |
| 9. Feeds Industry | 30. Synthetic Textiles* |
| 10. Flour Mills* | 31. Cordage & Twine Industry* |
| 11. Breakfast Cereal Industry* | 32. Carpet, Mat & Rug Industry |
| 12. Biscuit Manufacturers* | 33. Linoleum & Coated Fabrics |
| 13. Bakeries Industry* | 34. Cotton & Jute Bag Industry* |
| 14. Confectionery Manufacturers* | 35. Hosiery Mills* |
| 15. Sugar Refineries* | 36. Other Knitting Mills* |
| 16. Vegetable Oils Mills* | 37. Men's Clothing Factories* |
| 17. Soft Drink Manufacturers* | 38. Hat & Cap Industry* |
| 18. Distilleries* | 39. Shingle Mills* |
| 19. Breweries* | 40. Sawmills* |
| 20. Wineries* | 41. Veneer & Plywood Mills* |
| 21. Tobacco Products* | 42. Sash & Door Industry* |

*Available from 1956 on.

TABLE A-2 (Cont'd)

43. Hardwood Flooring Industry*	70. Battery Manufacturers*
44. Wooden Box Factories*	71. Electric Wire & Cable*
45. Household Furniture	72. Miscellaneous Electrical
46. Office Furniture	73. Cement Manufacturers
47. Miscellaneous Furniture	74. Lime Manufacturers*
48. Pulp & Paper Mills*	75. Gypsum Manufacturers*
49. Asphalt Roofing Manufacturers*	76. Concrete*
50. Folding Box Manufacturers	77. Ready Mix Concrete Manufacturer
51. Corrugated Box Manufacturers*	78. Clay Product Manufacturers* (Domestic Clay)
52. Paper Bag Manufacturers	79. Clay Product Manufacturers (Imported Clay)*
53. Miscellaneous Paper Converters*	80. Glass Manufacturers*
54. Iron & Steel Mills*	81. Abrasives Manufacturers
55. Iron Foundries	82. Petroleum & Coal Product*
56. Smelting & Refining*	83. Lubricating Oils & Greases
57. Aluminum Rolling	84. Fertilizer Manufacturers
58. Copper & Alloy Rolling	85. Plastics & Synthetic Manufacturers
59. Metal Rolling N. E. S.	86. Pharmaceutical Manufacturers*
60. Wire & Wire Products	87. Paint & Varnish Manufacturers*
61. Hardware, Tool & Cutlery	88. Manufacturers of Soaps & Cleaners*
62. Heating Equipment Manufacturers	89. Industrial Chemicals
63. Agricultural Implements	90. Clock Manufacturers*
64. Motor Vehicle Manufacturers*	91. Jewellery Manufacturers*
65. Motor Vehicle Parts*	92. Button & Buckle Manufacturers*
66. Small Appliances	93. Typewriter Supplies*
67. Large Appliances	94. Pen & Pencil Manufacturers*
68. Radio & T. V. Manufacturers	
69. Electric Industrial Equipment	

* Available from 1956 on.

TABLE A-3
IPI 1949 – 69
11 Items

Item Number	Average Deviation	Sum of Squares	Proportion Zero	First Order* Auto-correlation Coefficient	Second Order** Auto-correlation Coefficient
1.	-0.0040	0.0159	0.0482	-0.1687	0.0694
2.	-0.0026	0.0067	0.0723	-0.2054	0.2633
3.	-0.0019	0.0115	0.0241	-0.2900	-0.1200
4.	0.0019	0.0083	0.0000	-0.0320	0.2253
5.	0.0056	0.0096	0.0361	-0.1685	-0.1657
6.	-0.0004	0.0475	0.0000	-0.0276	-0.0775
7.	0.0015	0.2319	0.0602	-0.5768	0.1800
8.	0.0012	0.0614	0.0361	-0.3184	-0.2686
9.	-0.0002	0.0112	0.0361	-0.1624	-0.0111
10.	0.0002	0.0165	0.0120	-0.1025	-0.2838
11.	-0.0020	0.0130	0.0482	-0.3217	0.0582

* 1st Quartile: -.3184, Median: -.1687, 3rd Quartile: -.1624.

** 1st Quartile: -.1657, Median: -.0111, 3rd Quartile: .0694.

TABLE A-3 (Cont'd)
IPI

1. Personal Expenditure on Consumers' Durable Goods
2. Personal Expenditure on Semi-Durable Goods
3. Personal Expenditure on Non-Durable Goods
4. Personal Expenditure on Services
5. Government Expenditure on Goods and Services
6. Government Non-Residential Construction
7. Government Expenditure on Machinery and Equipment
8. Business Residential Construction
9. Business Non-Residential Construction
10. Business Expenditure on Machinery and Equipment
11. Exports of Goods and Services

BIBLIOGRAPHY

- (1) Asimakopulos, A. *The Reliability of Selected Price Indexes as Measures of Price Trends*. Staff Study done for the Royal Commission on Banking and Finance. Confidential. 1962.
- (2) Loyns, R. M. A. *A Comparison of the Consumer Price Index and Implicit Price Index as Measures of Recent Price Change in the Canadian Economy*. Study done for the Prices and Incomes Commission, Ottawa, Information Canada, 1972.
- (3) Stigler, George J. and James K. Kindahl, *The Behavior of Industrial Prices*. New York, National Bureau of Economic Research, distributed by Columbia University Press, 1970. (National Bureau of Economic Research, General Series No. 90)

PRINCIPAL COMPONENTS, PRICE INDEXES, AND INFLATION*

by H.T. Young

INTRODUCTION

A major problem in the use of the Consumer Price Index (CPI) and the Implicit Price Index (IPI) in monitoring inflationary price change is that these indexes typically display erratic, short-term movements. Consequently, it is often necessary to wait for some period of time before one can appreciate underlying price tendencies of the economy.

One method of smoothing these indexes is, of course, to calculate their movements as quarterly or annual averages. While this undoubtedly removes a great deal of variability of the indexes, there is always the danger that appreciation of the timing of price changes may be delayed by an abnormal event in an earlier period. Since this variability of the CPI and IPI stems from movements in their component series, the question arises as to whether it is possible to measure the general tendency of their prices over time.

The two previous investigations of the CPI and IPI¹ do not deal with this specific problem. While these papers provide excellent accounts of the conceptual and procedural problems of these indexes, they are somewhat limited by their traditional approach. The method used by Asimakopulos and Loynes displays one major problem: simply quantifying possible biases in the various indexes leaves them suitable only for the purpose for which they were originally intended.² In

*I would like to thank J.G. Cragg, F.C. Nold, and B.L. Scarfe for helpful comments and suggestions. Any errors, of course, are the responsibility of the author.

¹See Asimakopulos (4) and Loynes (9).

²A frustrating feature of this approach is that the biases are often very small and cancel out. Even if the biases are very large, the fact that the component series are weighted to form an aggregate index often leaves the total virtually unaffected.

particular, the CPI and IPI are not amenable to identifying inflationary price movements. Inflationary price movements are the manifestation of underlying price changes common to all prices. Inflation consists of continuous, *common* movements of prices, not the short, irregular movements so often exhibited by the major price indexes. It should be emphasized that inflation is a process of cumulative, common price changes, not the changes in the price levels that the CPI and IPI are intended to represent.

One approach to make the indexes useful in detecting inflationary price movements is to exclude items from an index when it is felt that they have been abnormally affected by non-inflationary phenomena. The exclusion of food from the CPI is the most common example. The problem with such an approach is that any distinction between inflationary and non-inflationary price movements is arbitrary at best, thus one may easily omit a possible source of inflationary or deflationary price change. To omit a series from an index because its price fell suggests some *a priori* conviction that prices cannot fall in an inflationary period. It is not at all clear to what extent inflation consists of relative price movements or a general increase in all prices, and whether there is any asymmetric behavior of relative prices in inflationary or deflationary periods.³

A more appropriate way of approaching this problem is to make the statistical characteristics of the indexes suitable for studying inflation. The method of principal components may accomplish this end.⁴ This procedure constructs an index in which the component series are weighted according to the degree to which they represent price movements common to all series. Similarly, it is also important to know the degree to which variation in the individual components is represented by a general index, and what portion of the total variance can be accounted for by each principal component. Furthermore, principal components can be extracted from different price indexes in order to obtain an objective evaluation of their ability to represent general price movements.

It is extremely easy for discussions on the quality of various indexes to degenerate into arguments as to which is “best”, and which is “best” for measuring inflation. Such discussions are somewhat irrelevant. While it is true that one index may be better in the sense that it has less biases than another index, the fact remains that the major price indexes are designed to measure entirely different phenomena; consequently the value of such comparisons is somewhat limited. The CPI is a Laspeyres’ index designed to measure changes in the retail prices of goods and services. The fixed weights are derived from a 1957 expenditure survey of urban, middle-income households. The IPI is a Paasche index, obtained as a derivative calculation in securing estimates of real Gross National Expenditure (GNE). Since the IPI is obtained as the ratio of current dollar estimates of GNE to constant dollar estimates, non-base comparisons of the IPI contain elements of quantity as well as price change. This brief description of the IPI and CPI is not meant to be comprehensive, but serves to illustrate the different concepts and coverage of the two major indexes. But what is also evident is that *the indexes are*

³See Cragg and Young (5).

⁴For an earlier use of this method on the CPI see Matuszewski (11).

not designed to measure inflationary price change. The method of principal components is a reasonable alternative in achieving this end.

THE METHOD

The method of principal components was originally designed for use in factor analysis in psychology.⁵ Factor analysis solves the problem of analyzing a set of variables into a more fundamental group of independent components, or “factors”. It is then reasonable to say that of p variables, the first two or three linear combinations are such that the remaining $p-2$ or $p-3$ linear combinations explain a sufficiently small fraction of the original variances that they may be ignored. In this approximate sense, the original number of variables has been reduced to a few linear combinations. The approach used in this paper is the same, but the interpretation is somewhat different. Specifically, the first principal component is the normalized linear combination of a set of variables with maximum variance. The original variables are typically standardized so that the derived weights of series with large variances are smaller than they would be if the first principal component is obtained from the original variables.

Suppose a vector X of p components, standardized so that each x_i ($i = 1, \dots, p$) has a zero mean and unit variance, has the correlation matrix Σ .⁶ Let β be a p component vector such that the sums of squares of β equals unity.

$$\text{i.e.,} \quad \beta' \beta = 1 \quad (1)$$

By definition, the first principal component is the normalized linear combination of the p variables with maximum variance. The variance of the normalized linear combination $\beta'X$ is,

$$E(\beta'X)^2 = E(\beta'XX'\beta) = \beta'E(XX')\beta = \beta'\Sigma\beta \quad (2)$$

The normalized linear combination $\beta'X$ with maximum variance is obtained from the vector β satisfying $\beta'\beta = 1$ which maximizes (2).

$$\text{Let,} \quad \phi = \beta'\Sigma\beta - \lambda(\beta'\beta - 1) \quad (3)$$

where λ is a Lagrange multiplier.

Maximizing $\beta'\Sigma\beta$ subject to $\beta'\beta = 1$ gives a vector of partial derivatives:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \phi}{\partial \beta} &= 2\Sigma\beta - 2\lambda\beta = 0 \\ &= (\Sigma - \lambda I)\beta = 0 \end{aligned} \quad (4)$$

For (4) to have a non-trivial solution, $(\Sigma - \lambda I)$ must be singular; that is, λ must satisfy:

$$|\Sigma - \lambda I| = 0 \quad (5)$$

The solution of (5) will, in general, yield p roots. In some cases, certain λ 's may be zero, and in others certain roots may be equal. These degenerate cases are of no

⁵See Kendall (8) and Tintner (12).

⁶The approach and notation of this section draws heavily on Anderson (1).

immediate interest. What is important, however, is that all the roots of (5) are real and non-negative. This is a property of positive semi-definite matrices, such as the correlation matrix.

Taking equation (4) and pre-multiplying by β gives:

$$\beta' \Sigma \beta = \lambda \beta' \beta = \lambda \quad (6)$$

It follows that if β satisfies (4) and (1), then the variance of $\beta'X$ is λ . Accordingly, to obtain the maximum variance of $\beta'X$, one uses the largest root of (5). If λ_1 is the largest root, and $\beta_{(1)}$ the solution of $(\Sigma - \lambda_1 I) \beta = 0$, then, $u_1 = \beta'_{(1)} X$ is the normalized linear combination with maximum variance.

The second principal component is the normalized linear combination $\beta'X$ that has maximum variance of all linear combinations independent of U_1 . Independence with U_1 is:

$$\begin{aligned} E(\beta'XU_1) &= E(\beta'XX'\beta_{(1)}) = 0 \\ &= \beta'\Sigma\beta_{(1)} = 0 \end{aligned} \quad (7)$$

One now maximizes:

$$\phi_2 = \beta'\Sigma\beta - \lambda_1(\beta'\beta - 1) - 2V\beta'\Sigma\beta_{(1)} \quad (8)$$

where λ and V are Lagrange multipliers. Performing the partial differentiation gives:

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial \beta} = 2\Sigma\beta - 2\lambda_1\beta - 2V\Sigma\beta_{(1)} = 0 \quad (9)$$

Pre-multiplying (9) by $\beta'_{(1)}$ gives:

$$2\beta'_{(1)}\Sigma\beta - 2\lambda_1\beta'_{(1)}\beta - 2V\beta'_{(1)}\Sigma\beta_{(1)} = 0 \quad (9a.)$$

From (4), (6), and (7), we know that:

$$\begin{aligned} \lambda_1 \beta'_{(1)} \beta &= \beta'_{(1)} \Sigma \beta = 0, \\ \text{and } \lambda_1 &= \beta'_{(1)} \Sigma \beta_{(1)} > 0. \end{aligned}$$

It follows that (9a.) reduces to:

$$\begin{aligned} 2(0) - 2(0) - 2V\lambda_1 &= 0, \text{ or} \\ 2V\lambda_1 &= 0 \end{aligned}$$

Therefore, $V = 0$ and from (9), β must satisfy (4), consequently λ must satisfy (5). Let $\lambda_{(2)}$ be the maximum of $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$ such that there is a vector β satisfying $(\Sigma - \lambda_{(2)}I) \beta = 0$, $\beta'\beta = 1$, and (7). We define $\lambda_{(1)} = \lambda_1$ and repeat the above procedure until it is impossible to find a vector β satisfying (1), (4) and (7). It is then easily shown that, in fact, $\lambda_{(1)} = \lambda_1, \lambda_{(2)} = \lambda_2, \dots, \lambda_{(p)} = \lambda_p$.⁷ (Providing that Σ is of full rank.) It is obvious that the principal components are the characteristic vectors of the correlation matrix.

At this point it should be mentioned that it is not necessary to standardize the variables before the characteristic equation is solved. The principal components can

⁷See Anderson (1), p. 276.

be calculated from either the correlation matrix or the covariance matrix. The results are not identical because they depend upon units of measurement. This property provides an interesting interpretation of principal component analysis. In fact, determining an orthogonal regression is identical to finding the first principal component, and like an orthogonal regression, the solution is not independent of the units of measurement.⁸ In the next section, results will be given for principal components of the standardized variables and these components transformed to the original coordinate system. The latter results will correspond more closely to those obtained from finding the eigenvectors of the covariance matrix, the closer the dispersions of the variables and the more disparate the eigenvalues of the characteristic equation.⁹ In most cases, the eigenvectors of the correlation matrix and the transformed values are considerably different. Since the variables are basically weighted by their standard deviation when they are transformed, standardization reduces the implied weights of highly volatile series in the principal components.

Thus, one interpretation of principal components is that it is identical to finding successive orthogonal regressions. Equation (3) illustrates another explanation. One finds the normalized linear combination $\beta'X$ with maximum variance. This can be interpreted as determining the single function which accounts for the most variance common to all variables. In other words, principal components attempt to measure the general tendency of prices over time. A further explanation, proposed by Girshick, has an interesting economic interpretation.¹⁰ Suppose the original variables consist of a 'true' part and a random error. Assuming further that the errors have the same variance and are independent, then the linear function which has the least variance resulting from the random errors is the first principal component. The first principal component also has the desirable property that the sum of squares of correlation between the first principal component and the original variables is a maximum. Girshick has also shown that the factor loadings (β coefficients) are maximum likelihood estimates if the original variables follow a multivariate normal distribution. The obvious analogy between "pure" price indexes and the "true" component of a set of variables is comforting.

THE RESULTS

Principal components were extracted from three sets of price series – the CPI, IPI, and Wholesale Price Index (WPI). The CPI and WPI are monthly series from 1949-1970, and the IPI is a quarterly series from 1947 to 1970. The CPI was analyzed at seven and 18 series levels of disaggregation. The CPI was studied for two sub-periods: 1949 to 1960, and 1961 to 1970. This was done to study the effects of the 1961 revisions of the index. The IPI was analyzed at two disaggregations: a five and 12 series breakdown. The WPI was analyzed at an eight series disaggregation. The CPI was initially seasonally adjusted so that the possibility of extracting seasonality as the first principal component would be removed. The

⁸See Kendall (8), p. 13-18, and Malinvaud (10), p. 36-40.

⁹Malinvaud (10), p. 39.

¹⁰See Girshick (6).

seasonal adjustment is in two parts: from 1949 to 1960, and 1961 to 1970. This is necessary because, in addition to weight changes in the index in 1961, changes in the seasonal character of the index were made. This is particularly true of food items where a new method of using seasonal weights was introduced. It is also true of non-food seasonal items such as clothing where constant weights are used but "... the current practice is to carry forward in each monthly index the price recorded for the last month of normal seasonal purchase until the month in which normal buying is resumed, at which time the full price change over the 'off-season' is included in the index."¹¹ The differences in the seasonal factors between the two sub-periods are quite outstanding, even for items like tobacco and alcohol where one would expect seasonality to be minimal.¹² The IPI is already adjusted¹³ and the WPI was left in raw form since less attention was paid to this index. Finally, the Industry Selling Price Indexes were not analyzed because the number of series exceeded the capacity of the computer program which solved the characteristic equation (5).

As a first step in investigating the possibility of measuring the common movement of prices over time, the correlation matrices of the levels of the three major indexes were examined. They are presented in Table VI. Inspection of these matrices strongly suggests the presence of pervasive common price movements, particularly in the CPI and IPI. Table VII presents the first principal component (eigenvector), the first principal component transformed to the coordinate system of the original variables, the implied weights of these two principal components, and the published weights of the three indexes.¹⁴ This table contains a number of interesting features. First, the coefficients of the first principal component are surprisingly equal in size. This is particularly true for the first principal component of the standardized values, but is true to a lesser extent after transformation. Incidental with this finding is a tendency for items with large published weights to receive smaller weights in the first principal component, and vice versa. What is not apparent from Table VII is the large proportion of the series to series variation accounted for by the first principal component. In fact, the first principal component accounts for 97, 98 and 79 per cent of the total variability of the CPI, IPI, and WPI, respectively. While this is interesting in itself, particularly that prices at the wholesale level exhibit less common movements, indexes constructed from CPI or IPI components which account for over 95 per cent of the variance of the original series would not differ markedly from the original figures. This is true regardless of differences in the weighting of the two series. This suggests that if Statistics Canada is only interested in producing indexes which adequately represent price levels, a reasonable

¹¹ See Asimakopulos (2), p. 383.

¹² In an earlier study Asimakopulos (2, p. 385) found an extreme example. For butter, the rank correlation between the ranking of the months by the two sets of weights was *negative*!

¹³ The implicit deflators are seasonally adjusted not by adjusting the actual deflators, but by calculating the ratio of seasonally adjusted current and constant dollar expenditure. What effect this method has on adjusting the raw series is not obvious. It is also not clear whether this procedure introduces any spurious correlation between the series which would be captured by a principal component.

¹⁴ For Table VII and all similar tables, it should be mentioned that the implied weights of either the first or transformed eigenvector are simply the β 's "re-based" so they sum to unity and thereby conform with the typical concept of weights used in index number construction.

procedure might be, for example, to add up the seven sectional indexes of the CPI and divide by seven. This type of index number construction conforms well with the common defence (of the CPI) by Statistics Canada: that any quantifiable biases in the components net out in the aggregate.¹⁵ In addition, however, this fact illustrates the generality of the CPI. For example, it illustrates the generality of the expenditure weights obtained from surveying the “target” group of households. A different survey and a different set of weights would most likely produce price levels remarkably close to the published figures. However, an index that adequately represents price levels is not necessarily the same index one would want representing price changes. A major weakness of the CPI is the erratic nature of its short-term price changes.

Table VIII presents the correlation matrices of the three indexes for month-to-month rates of change of their component series. The correlations are not high, but a sufficient number are significant to suggest the presence of common price movements. Table IX presents the pertinent information on the three indexes when principal components are extracted from the rates of change of the component series. The implied weights from this table understandably exhibit more variety than those in Table VII. For the CPI, it is notable that the weight for food is halved, and the weight for health and personal care is approximately four times the published weight. Housing still has the largest weight, but it is less than two-thirds of the published weight. Inspection of Table X, where coefficients of variation are shown, illustrates that standardizing the variables before taking principal components is one, albeit arbitrary, way of reducing the implied weights of the series which are most variable. Housing and health and personal care, items with large trends throughout the period analyzed, receive large weights, while food has a small(er) weight. What is surprising is the relatively large weight given to tobacco and alcohol, items which periodically have reasonably large price increases followed by periods where the index remains unchanged. For the IPI, the implied weight for personal expenditure is significantly reduced, while the weights for all other items are greater than the published weights.¹⁶ This fact is in line with the belief that changes in the personal expenditure deflator typically lag behind changes in the other deflators; consequently one would expect a smaller weight in a principal component. At first glance, the WPI displays the greatest disparity of implied weights among the three indexes, and the largest differences between these weights and those actually published. The implied weight for chemical products is four and one-half times the published figure, and the weights for vegetable and iron-products are both approximately one-half the actual weights.

Further insight into the extent to which common price behavior exists in each index may be obtained from Table XI. That Table summarizes the proportion of the variance of each series accounted for by the first and second principal components.

¹⁵ See Holmes (7).

¹⁶ Note, that the implied weight for imports has a positive sign, rather than the conventional negative “weight” from the national accounts. The conventional “weight” is negative because the value of imports is deducted from total expenditure in order to obtain an estimate of the total value of domestically produced goods and services. From the point of view of an over-all deflator of Canadian expenditure however, one would think that exports should be omitted and imports should be added in.

The IPI exhibits the most common price patterns by far. The first principal component accounts for 55 per cent of the variation of the IPI, but only 30 per cent and 29 per cent of the CPI and WPI, respectively. The latter two percentages are somewhat surprising. *A priori*, it might be expected that the prices of goods of final demand would have a larger number of similar price changes than those of intermediate demand. While the IPI follows this pattern, one would think perhaps there would be a greater difference in the proportions of explained variance. In addition, examination of the coefficients of variation in Table X illustrates a considerably larger variability in the WPI than the CPI, and therefore one would expect less common variation in the former series.¹⁷

Furthermore, since the CPI has only seven components and the WPI eight, the CPI has a tendency to exhibit a larger portion of explained variance. If there were absolutely no common price movements in the CPI and WPI, the first principal component would account for 14.3 per cent of the variance of the CPI, and 12.5 per cent of the variance of the WPI. (This would occur in the degenerate case when the correlation matrix is the identity matrix, and all the eigenvalues equal unity.) To account for different numbers of disaggregated series comprising an index, a reasonable criterion for judging the extent of common price behavior is the ratio of the variance actually accounted for, to the minimum in the degenerate case. These ratios are 2.1 for the CPI, 2.8 for the IPI, and 2.3 for the WPI. By this standard of comparison, the CPI displays the least amount of similar price movement of the three indexes. This certainly casts doubt on the widespread use of the CPI as an indicator of inflationary or deflationary price trends, since it appears that the movement of any one series at a point in time can dominate movements in the entire index.

Examination of the proportion of variance for individual series explained by the first two principal components is also given in Table XI. While it may be true that the weight given to a particular series is greater (smaller) than the published weight, it does not follow that another series which received a smaller (greater) weight will have less (more) of its variance accounted for by the first principal component. Although the weight given to food is substantially reduced, much more of the variation of the food index than for example, health and personal care, is accounted for by the first and second principal components. In the IPI, both imports and exports have the largest proportion of their variances explained by the first and second principal components. Animal and textile products' variation is well represented by the first two principal components of the WPI.

So far, the discussion has concentrated exclusively on highly aggregated breakdowns of the price indexes. A large degree of common price movement would be expected among highly aggregated price indexes, because weighting tends to reduce random price movements. Another reason for investigating disaggregated series is to compare the implied weights obtained for series with widely different

¹⁷Two points should be mentioned: one, since the WPI is not seasonally adjusted, similar seasonality among the component series could account for the small difference in explained variance; two, comparison of the coefficients of variation in Table IX with the principal components in Table VIII shows that generally, the more stable a series, the higher its weight in the first principal component.

published weights. For example, at the 18-series breakdown of the CPI, food at home has a published weight of 23.98 while piece goods has a weight of 0.41. The results for the 18-series breakdown of the CPI are presented in Table XII. As it happens, food at home and piece goods have approximately equal weights in the first principal component! Unlike the weights for clothing at the 7-series breakdown, all the clothing series have implied weights considerably greater than those actually published. But with these exceptions, the categories with principal component weights smaller (or greater) than those published, do so at both levels of disaggregation. The implied weights for food, housing, and transportation are all less than the published figures, while the weights for health and personal care, recreation and reading, and tobacco and alcohol are greater.

The implied weights for the 12-series breakdown of the IPI are also in Table XII. Unlike the CPI, there is little systematic relation between the weights calculated for the two levels of disaggregation. The weight for government expenditure for the 5-series breakdown is greater than that published, but less at the 12-series breakdown. The weights for the components of the gross fixed capital formation series are substantially greater than the published weights, but the entire category's weight is only slightly greater than that published. The same is true for exports and imports. Only personal expenditure, with small weights, exhibits a consistent pattern in both cases.

The proportion of the variance of the various series accounted for by the first and second principal components is shown in Table XIII. Understandably, a smaller fraction of the variance of the CPI and IPI is explained by the first principal component at this level of disaggregation. However, the ratio of the variance actually accounted for, to the minimum possible in the degenerate case, is 3.4 for the CPI and 4.7 for the IPI. By this standard, reweighting the two indexes at a more disaggregated level would create indexes which better represent common price movements.

A number of points as to how well the individual series are represented by the first two principal components are noteworthy. First, household operation has by far the largest proportion of any series' variance explained by the first principal component, while shelter has only a small fraction of its variance represented. This fact is comforting, since there are certain methodological problems inherent in the shelter portion of the housing category which render its usefulness practically negligible.¹⁸ Also noteworthy is the relatively large portion of explained variance for the clothing series. Piece goods, an item with a very small published weight, has more of its variance accounted for than any other series. Of the seven broad categories, transportation has the smallest explained variance, although the specific item, reading, has none of its variance accounted for by the first principal component. Finally, personal care has much more of its variance represented by the first principal component than health care. This is consistent with the fact that since October 1969 there have been a number of reductions in the health care weights as medicare was introduced in the various provinces. It is not at all clear

¹⁸Specifically, the indexes for mortgage interest and new houses are constructed in weird and wonderful ways. See Loyns (9).

what effect these changes have on the validity of the health care index, but it appears that they may have introduced some spurious stability into this item.¹⁹

It was mentioned earlier that Statistics Canada reweighted the CPI in 1961, and also introduced innovations such as using seasonal quantities in the food category. An interesting question is whether the CPI was more stable before or after the changes. Consequently, principal components were extracted for the two sub-periods, 1949-1960 and 1961-1970. The results for the 7-series breakdown are in Table XIV, and are somewhat astounding. The implied weight for food is ostensibly non-existent for 1961-1970. The weight for clothing is also much smaller in the latter period, while the weight for recreation and reading is much greater. It is not surprising that the proportion of the variance of all series accounted for by the first principal component is five per cent greater in 1949-1960. This is so because the inflationary and deflationary episodes were more clearly defined in the former period. It is also reasonable, however, that the changes made in 1961, particularly those to food, introduced some instability into the CPI which also would account for the smaller proportion of explained variance in the latter period.

The results for the 18-series breakdown are presented in Tables XV and XVI. The weight changes are not as dramatic as those for the 7-breakdown, although some are significant, particularly those for men's wear, recreation, and alcohol. The rank correlation between the two sets is not high, 0.54, but it is significant at the five per cent level. It is interesting that the weights for food at home are almost equal in the two periods, but as Table XVI shows over four times the proportion of the variance of food at home is accounted for by the first principal component for 1949-1960 than 1961-1970. Generally, the proportions of explained variances differ substantially between the two periods. The rank correlation for the first principal component is an insignificant 0.39. Finally, over nine per cent more variation of all the series is accounted for in the first period, further suggesting more instability in the CPI after the 1961 revision.

Till now the discussion has ostensibly examined the indexes as they are published. The IPI, of course, is a quarterly index. It is quite conceivable however, that implicitly averaging to obtain quarterly deflators would reduce spurious or random price changes which exist in the monthly CPI or WPI. To test this notion, principal components were obtained from quarterly averages and rates of change of the two disaggregations of the CPI. The first principal component for the quarterly levels and rates of change of the 7-category breakdown are shown in Table XVII. The first principal component for the levels and rates of change of the 18-breakdown are shown in Tables XVIII and XIX, respectively.²⁰ As it happens, the first principal component accounts for 50.42 per cent and 36.38 per cent of the variance of the quarterly CPI at the 7 and 18 levels of disaggregation. It follows that the ratios

¹⁹Stability, because any changes in the health index supposedly resulting from weight changes were spliced out.

²⁰One observation worth noting is the similarity of the weights from the first eigenvector between the monthly and quarterly data. For the levels, the weights are almost identical at the 7-breakdown, and at the 18-breakdown the rank correlation between the monthly and quarterly weights is an astounding 0.9959! Understandably, this is true to a lesser extent of the rates of change; but, for example, the rank correlation between the weights of the 18-breakdown is 0.8535.

of the variance actually accounted for, to the minimum in the degenerate case, are 3.5 and 6.5 respectively. These ratios for the 5 and 12-breakdowns of the IPI are 2.8 and 4.7. As a result, it is certainly reasonable to conclude that the reason the IPI exhibits such a degree of common price movement is simply because it is a quarterly index. However, this finding doesn't alter the fact that one should be suspect of the ability of the monthly CPI to represent broad, general price movements.

In order to test the validity of using principal components to represent broad, general price movements, comparisons were made between the levels and rates of change of the three principal components and published indexes. The levels (calculated from rates of change) of the first principal component for the CPI, IPI, and WPI are presented in Tables XVII, XVIII and XIX respectively. For the levels of the principal components, the correlations are 0.9959 between the CPI and IPI, 0.9605 between the IPI and WPI, and 0.9533 between the CPI and WPI. The same correlations for the levels of the published indexes are 0.9967, 0.9562, and 0.9625. The slightly higher correlations between the published indexes, (in two cases), is to be expected since the published figures supposedly attempt to measure price levels. However, the correlations between the rates of change of the principal components are 0.6762 for the CPI and IPI, 0.7169 for the IPI and WPI, and 0.2933 for the CPI and WPI. By contrast, the same correlations are 0.4225, 0.3832, and 0.2891 for the published indexes. The large correlations between the rates of change of the principal components of the IPI and CPI, and IPI and WPI, illustrate the value of using indexes specifically designed to represent price changes for that purpose, rather than using changes in indexes designed to represent price levels.

AN APPLICATION

In order to illustrate a use of principal component analysis, Figure 1 presents monthly rates of change of the published CPI, and the CPI weighted according to the first principal component of the 7-series. The latter index is much more stable and shows inflationary and deflationary periods much more clearly than the published index. The deflationary periods from 1953 through 1955 and 1959 to the middle of 1962 are very evident. The principal component also indicates that the inflation of the 1960s began as early as late 1962 or early 1963, and diminished by mid-1969. In Figure 2, the CPI weighted according to the 18-series breakdown is shown. This index is even more stable than the principal component of the seven component breakdown. Like the latter series, however, the inflation of the 1960s is foreshadowed about 1962-1963. In Figure 3, the rates of change of the published IPI, and the IPI calculated from the first principal component of the 5-series breakdown are given. This principal component leaves little doubt as to when inflationary and deflationary periods occurred. Interestingly enough, the inflation of the 1960s is not evident until 1964.

Finally, a specific example will help to illustrate the value of principal components. During 1970, the published CPI declined by -0.96 per cent and -2.74 per cent at annual rates in May and September respectively. There was some scepticism about these events because it appeared that the food component unduly affected the index. In May, only food declined, while housing, transportation,

health and personal care, and recreation and reading increased. In September, health and personal care also declined, but housing, clothing, and recreation and reading increased. The first principal component of the 7-series breakdown shows increases of 1.29 per cent in May and 1.79 per cent in September. The 18-series breakdown has increases of 2.28 per cent in May and 2.78 per cent in September. These percentages surely represent more adequately the underlying price behavior of the economy. Speculating a little on the events so far in 1971, there has been some uncertainty on how to interpret the first three months' increases of 4.78 per cent, 5.65 per cent and 3.78 per cent. The principal component is a much clearer picture, showing increases of 2.91 per cent, 3.91 per cent, and 3.91 per cent again.

CONCLUSIONS

The above analysis indicates that it is indeed possible to reweight the major price indexes to better represent common price movements. Examples of such indexes for the CPI, IPI, and WPI, are in Tables XX, XXI and XXII. If one wishes to use these indexes for analysis beyond 1970, the weights in Table IX can be used. The only difficulty will be obtaining seasonally-adjusted series for the CPI.

Finally, three specific conclusions follow from the above discussions:

- (1) As the various indexes are *published*, the IPI is the best index for representing common price movements. However, this finding can simply be attributed to the fact that the IPI is a quarterly index.
- (2) A better perspective on the nature of these similar price movements can be obtained by reweighting disaggregated breakdowns of the IPI and CPI.
- (3) The 1961 revision appears to have introduced a degree of instability into the CPI, particularly into the food category. In fact, the widespread use of the CPI to monitor inflationary price trends should be severely questioned since it appears that the CPI is no better than the WPI at representing common price movements!

TABLE VI
Correlation Matrices – Price Levels
CPI

	Food	Housing	Clothing	Transportation	Health & Personal Care	Recreation & Reading	Tobacco & Alcohol
Food	1.0000	0.9711	0.9776	0.9615	0.9697	0.9627	0.9720
Housing		1.0000	0.9537	0.9866	0.9838	0.9878	0.9576
Clothing			1.0000	0.9199	0.9329	0.9250	0.9781
Transportation				1.0000	0.9924	0.9948	0.9325
Health & Personal Care					1.0000	0.9963	0.9370
Recreation & Reading						1.0000	0.9387
Tobacco & Alcohol							1.0000

	IPI			
	Personal Expenditure On Goods & Services	Government Expenditure	Gross Capital Formation	Exports
Personal Expenditure On Goods & Services . . .	1.0000	0.9814	0.9893	0.9852
Government Expenditure		1.0000	0.9642	0.9607
Gross Fixed Capital Formation			1.0000	0.9879
Imports				1.0000
Exports				0.9862
				1.0000

	WPI					
	Vegetable Products	Animal Products	Textile Products	Wood Products	Iron Products	Non-Ferrous Metal Products
Vegetable	1.0000	0.8430	0.6510	0.8538	0.6701	0.8535
Animal		1.0000	0.6677	0.7623	0.6036	0.7971
Textiles			1.0000	0.3878	0.1571	0.4129
Wood				1.0000	0.9009	0.9424
Iron					1.0000	0.8107
Non-Ferrous						1.0000
Non-Metallic						0.8732
Chemical						1.0000
						0.9253
						1.0000
						0.9081
						0.9280
						0.8454
						0.8220
						0.4495
						0.9611
						0.9081
						0.9280
						0.9253
						1.0000

TABLE VII
First Principal Components – Levels

CPI (1949-1970)	First Eigenvector	Implied Weights	Transformed Eigenvector	Implied Weights	Published* Weights
Food	0.3798	0.1436	0.3443	0.1340	0.2741
Housing	0.3813	0.1442	0.3476	0.1353	0.3306
Clothing	0.3727	0.1409	0.2651	0.1032	0.1160
Transportation	0.3784	0.1431	0.3551	0.1382	0.1232
Health & Personal Care . .	0.3798	0.1436	0.5446	0.2117	0.0411
Recreation & Reading . . .	0.3794	0.1434	0.4386	0.1707	0.0483
Tobacco & Alcohol	0.3743	0.1415	0.2347	0.1069	0.0667
IPI (1947-1970)					
Personal Expenditure . . .	0.4499	0.2012	0.3520	0.1695	0.6180**
Government Expenditure .	0.4434	0.1983	0.7362	0.3545	0.1690
Gross Fixed Capital Formation	0.4480	0.2004	0.4043	0.1947	0.2150
Exports	0.4487	0.2007	0.2895	0.1394	0.2155
Imports	0.4461	0.1995	0.2949	0.1420	-0.2315
WPI (1949-1970)					
Vegetable Prod.	0.3634	0.1302	0.2083	0.0800	0.2300
Animal Prod.	0.3453	0.1237	0.3810	0.1463	0.1600
Textile Prod.	0.2051	0.0735	0.1333	0.0512	0.1000
Wood Prod.	0.3882	0.1391	0.5116	0.1964	0.1500
Iron Prod.	0.3504	0.1256	0.4148	0.1592	0.1400
Non-Ferrous Prod.	0.3794	0.1360	0.5062	0.1943	0.1000
Non-Metallic Prod.	0.3683	0.1320	0.1898	0.0729	0.0800
Chemical Prod.	0.3914	0.1403	0.2601	0.0998	0.0400

*These weights are not strictly the published figures. Since October, 1969, the weights for health and personal care have been reduced from 6.6 to 4.0. Since the index is calculated now out of 98.4, the weights given above are simply the actual weights divided by 0.984.

**Average of the distribution of GNE (in current dollars) for 1961 and 1969. The weights don't sum to unity because the error and inventory valuation adjustment are excluded.

TABLE IX
First Principal Components – Rates of Change

	First Eigen- vector	Implied Weights	Trans- formed Eigen- vector	Implied Weights	Pub- lished Weights
CPI (1949-1970)					
Food	0.3534	0.1366	0.5200	0.2048	0.2741
Housing	0.5247	0.2028	0.2800	0.1103	0.3306
Clothing	0.4094	0.1583	0.3584	0.1412	0.1160
Transportation	0.3048	0.1178	0.3580	0.1410	0.1232
Health & Personal Care	0.4084	0.1579	0.3140	0.1237	0.0411
Recreation & Reading	0.2792	0.1079	0.2564	0.1010	0.0483
Tobacco & Alcohol	0.3075	0.1189	0.4529	0.1784	0.0667
IPI (1947-1970)					
Personal Expenditure	0.4972	0.2236	0.4150	0.1937	0.6180
Government Expenditure	0.3712	0.1669	0.6576	0.3070	0.1690
Gross Fixed Capital Formation ..	0.4663	0.2097	0.4490	0.2096	0.2150
Exports	0.4144	0.1863	0.2852	0.1331	0.2155
Imports	0.4753	0.2137	0.3353	0.1565	-0.2315
WPI (1949-1970)					
Vegetable Prod.	0.3055	0.1126	0.2817	0.1092	0.2300
Animal Prod.	0.2825	0.1042	0.4071	0.1578	0.1600
Textile Prod.	0.4618	0.1703	0.4964	0.1924	0.1000
Wood Prod.	0.4016	0.1481	0.3037	0.1177	0.1500
Iron Prod.	0.1934	0.0713	0.1101	0.0427	0.1400
Non-Ferrous Prod.	0.3536	0.1304	0.5153	0.1997	0.1000
Non-Metallic Prod.	0.2243	0.0827	0.1096	0.0425	0.0800
Chemical Prod.	0.4895	0.1805	0.3559	0.1380	0.0400

TABLE X
Coefficients of Variation – Rates of Change

	Coefficients of Variation
CPI (1949-1970)	
Food	4.2757
Housing	1.1166
Clothing	2.9382
Transportation	2.3876
Health & Personal Care	1.1883
Recreation & Reading	1.6374
Tobacco & Alcohol	4.4361
IPI (1947-1970)	
Personal Expenditure	1.3463
Government Expenditure	1.1117
Gross Fixed Capital Formation	1.6391
Exports	2.6923
Imports	2.4695

TABLE X (Cont'd)

	Coefficients of Variation
WPI (1949-1970)	
Vegetable Products	11.0184
Animal Products	14.7118
Textile Products	21.3351
Wood Products	5.0546
Iron Products	2.8150
Non-Ferrous Products	7.8269
Non-Metallic Products	4.1592
Chemical Products	6.0120

TABLE XI

Proportion of the Variance of the Component Series
Accounted for by the First and Second Principal Components

	First Principal Component	Second Principal Component	Residual
CPI (1949-1970)			
Food	0.3772	0.4199	0.2029
Housing	0.4320	0.0007	0.5673
Clothing	0.3279	0.2143	0.4578
Transportation	0.1961	0.3750	0.4289
Health & Personal Care	0.2832	0.0044	0.7124
Recreation & Reading	0.1460	0.0026	0.8514
Tobacco & Alcohol	0.2777	0.0023	0.7200
All Series	0.3002	0.1595	0.5403
IPI (1947-1970)			
Personal Expenditure	0.6146	0.0072	0.3782
Government Expenditure	0.3804	0.2564	0.3632
Gross Fixed Capital Formation	0.5784	0.0031	0.4185
Exports	0.5352	0.3759	0.0889
Imports	0.6604	0.1829	0.1567
All Series	0.5570	0.1778	0.2652
WPI (1949-1970)			
Vegetable Products	0.2164	0.1661	0.6175
Animal Products	0.2612	0.3512	0.3876
Textile Products	0.4962	0.1582	0.3456
Wood Products	0.3206	0.0571	0.6223
Iron Products	0.0507	0.0901	0.8592
Non-Ferrous Products	0.3747	0.1240	0.5013
Non-Metallic Products	0.0655	0.1495	0.7850
Chemical Products	0.4796	0.0033	0.5171
All Series	0.2887	0.1430	0.5683

TABLE XII
First Principal Components – Rates of Change
Disaggregated Breakdown

	First Eigen- vector	Implied Weights	Trans- formed Eigen- vector	Implied Weights	Pub- lished Weights
CPI (1949-1970)					
Food at home	0.2524	0.0665	0.3085	0.0811	0.2398
Shelter	0.2040	0.0538	0.1032	0.0271	0.1819
Household Operation	0.4220	0.1112	0.1901	0.0500	0.1453
Men's Wear	0.3467	0.0914	0.2980	0.0784	0.0264
Women's Wear	0.1909	0.0503	0.2266	0.0596	0.0366
Children's Wear	0.2616	0.0689	0.1951	0.0513	0.0142
Footwear	0.3262	0.0860	0.3010	0.0792	0.0163
Piece Goods	0.2503	0.0660	0.3719	0.0978	0.0041
Clothing Services	0.2356	0.0621	0.1534	0.0403	0.0122
Auto. Operation	0.1718	0.0453	0.1968	0.0518	0.1037
Local Transportation	0.0347	0.0091	0.0756	0.0199	0.0132
Travel	0.0380	0.0100	0.0722	0.0190	0.0051
Health Care	0.1877	0.0495	0.1517	0.0399	0.0285
Personal Care	0.3079	0.0812	0.2161	0.0568	0.0224
Recreation	0.2262	0.0596	0.4177	0.1099	0.0112
Reading	0.0137	0.0036	0.0212	0.0056	0.0366
Tobacco	0.1422	0.0375	0.3086	0.0812	0.0265
Alcohol	0.1822	0.0480	0.1943	0.0511	0.0396
IPI (1947-1970)					
Personal Expend. on Durables	0.2952	0.0876	0.2540	0.0775	0.0730
Personal Expend. on Semi-Durables	0.3952	0.1172	0.2899	0.0884	0.0685
Personal Expend. on Non-Durables	0.3604	0.1069	0.2785	0.0849	0.2390
Personal Expend. on Services	0.3137	0.0930	0.0846	0.0258	0.2375
Government Expenditures	0.2665	0.0790	0.2185	0.0666	0.1690
GFCF – Gov't Non-Res. Const.	0.2745	0.0814	0.4452	0.1358	0.0360
GFCF – Gov't Mach. & Equip.	0.1409	0.0418	0.4447	0.1356	0.0045
GFCF – Bus. Resid. Const.	0.1873	0.0555	0.3019	0.0921	0.0470
GFCF – Bus. Non-Res. Const.	0.3066	0.0909	0.2207	0.0673	0.0625
GFCF – Bus. Mach. & Equip.	0.2551	0.0756	0.2407	0.0734	0.0650
Exports	0.2625	0.0778	0.2400	0.0732	0.2155
Imports	0.3148	0.0933	0.2598	0.0792	-0.2315

TABLE XIII
Proportion of the Variance of the Component Series
Accounted for by the First and Second Principal Components
Disaggregated Breakdown

	First Principal Component	Second Principal Component	Residual
CPI (1949-1970)			
Food at Home	0.2420	0.1615	0.5965
Shelter	0.1041	0.1026	0.7933
Household Operation	0.5164	0.0017	0.4819
Men's Wear	0.3801	0.1579	0.4620
Women's Wear	0.1442	0.0247	0.8311
Children's Wear	0.2087	0.0142	0.7771
Footwear	0.3224	0.0472	0.6304
Piece Goods	0.2749	0.3264	0.3987
Clothing Services	0.1354	0.0989	0.7657
Auto. Operation	0.0904	0.1952	0.7144
Local Transportation	0.0037	0.0444	0.9515
Travel	0.0099	0.0105	0.9796
Health Care	0.0930	0.0811	0.8259
Personal Care	0.2728	0.0076	0.7196
Recreation	0.2651	0.0024	0.7325
Reading	0.0000	0.0969	0.9031
Tobacco	0.1121	0.1932	0.6947
Alcohol	0.1497	0.0048	0.8455
All Series	0.1906	0.0898	0.7196
IPI (1947-1970)			
Personal Expend. on Durables	0.3910	0.0104	0.5986
Personal Expend. on Semi-Durables	0.6548	0.0000	0.3452
Personal Expend. on Non-Durables	0.5401	0.0000	0.4599
Personal Expend. on Services	0.3528	0.0126	0.6346
Government Expenditures	0.3219	0.0386	0.6395
GFCF – Gov't Non-Res. Const.	0.4488	0.0091	0.4397
GFCF – Gov't Mach. & Equip.	0.2078	0.4005	0.3917
GFCF – Bus. Res. Const.	0.1877	0.3294	0.4829
GFCF – Bus. Non-Res. Const.	0.4300	0.0829	0.4871
GFCF – Bus. Mach. & Equip.	0.2940	0.1013	0.6047
Exports	0.3508	0.1342	0.5150
Imports	0.4346	0.1495	0.4159
All Series	0.3991	0.1085	0.4924

TABLE XIV

First Principal Components – Rates of Change
CPI – 1949-1960 and 1961-1970

	First Principal Component		Implied Weights		Transformed Principal Component		Implied Weights	
	1949-60	1961-70	1949-60	1961-70	1949-60	1961-70	1949-60	1961-70
Food	0.4204	0.0096	0.1658	0.0041	0.6365	0.0160	0.2585	0.0068
Housing	0.5030	0.5223	0.1983	0.2219	0.2601	0.2891	0.1057	0.1230
Clothing	0.4674	0.1722	0.1843	0.0731	0.3823	0.1736	0.1553	0.0738
Transportation	0.2697	0.4233	0.1063	0.1798	0.3114	0.5306	0.1265	0.2256
Health & Personal Care	0.4088	0.4351	0.1612	0.1848	0.2872	0.4110	0.1167	0.1748
Recreation & Reading	0.1949	0.4837	0.0768	0.2055	0.1703	0.4961	0.0692	0.2111
Tobacco & Alcohol	0.2718	0.3080	0.1072	0.1308	0.4141	0.4346	0.1682	0.1849

Proportion of Variance of the Component Series
Accounted for by the First and Second Principal Components

	1949-1960				1961-1970			
	First Principal Component	Second Principal Component	Residual		First Principal Component	Second Principal Component	Residual	
Food	0.5431	0.3156	0.1413		0.0000	0.7999	0.2001	
Housing	0.4609	0.0067	0.5324		0.3702	0.0000	0.6298	
Clothing	0.4509	0.1385	0.4106		0.0602	0.1942	0.7456	
Transportation	0.1574	0.5118	0.3308		0.4567	0.0906	0.4527	
Health & Personal Care	0.2993	0.0194	0.6813		0.3398	0.0011	0.6591	
Recreation & Reading	0.0857	0.0944	0.8199		0.4334	0.0003	0.5663	
Tobacco & Alcohol	0.2304	0.0039	0.7657		0.2776	0.0120	0.7104	
All Series	0.3282	0.1552	0.5166		0.2802	0.1587	0.5611	

TABLE XV

First Principal Components – Rates of Change
CPI – 1940-1960 and 1961-1970
Disaggregated Breakdown

	First Principal Component		Implied Weights		Transformed Principal Component		Implied Weights	
	1949-60	1961-70	1949-60	1961-70	1949-60	1961-70	1949-60	1961-70
Food at Home	0.2474	0.2367	0.0660	0.0680	0.3067	0.3550	0.0815	0.0977
Shelter	0.2440	0.1688	0.0651	0.0485	0.1341	0.0893	0.0356	0.0246
Household Operations	0.3965	0.4374	0.1058	0.1257	0.1954	0.2054	0.0519	0.0565
Men's Wear	0.3770	0.1450	0.1006	0.0417	0.3216	0.1572	0.0854	0.0433
Women's Wear	0.2255	0.1359	0.0602	0.0391	0.1917	0.2656	0.0509	0.0731
Children's Wear	0.2983	0.1378	0.0796	0.0396	0.1782	0.1597	0.0473	0.0439
Footwear	0.3257	0.1738	0.0869	0.0500	0.3373	0.1550	0.0896	0.0427
Piece Goods	0.2076	0.3422	0.0554	0.0983	0.3505	0.4681	0.0931	0.1288
Clothing Services	0.2386	0.1755	0.0637	0.0504	0.1595	0.1732	0.0424	0.0378
Auto Operations	0.1712	0.1420	0.0457	0.0408	0.2209	0.1550	0.0587	0.0427
Local Transportation	0.0298	0.0166	0.0079	0.0048	0.0613	0.0491	0.0163	0.0135
Travel	0.0308	0.0477	0.0082	0.0137	0.0394	0.1549	0.0105	0.0426
Health Care	0.2052	0.0851	0.0548	0.0245	0.1513	0.0971	0.0402	0.0267
Personal Care	0.3066	0.2866	0.0818	0.0824	0.2302	0.2214	0.0612	0.0609
Recreation	0.1583	0.4713	0.0422	0.1355	0.3631	0.4116	0.0965	0.1133
Reading	-0.0045	0.0357	-0.0012	0.0103	-0.0071	0.0674	-0.0019	0.0185
Tobacco	0.1363	0.0582	0.0364	0.0167	0.3471	0.1001	0.0922	0.0275
Alcohol	0.1521	0.3832	0.0406	0.1101	0.1832	0.3850	0.0487	0.1059

TABLE XVI
Proportion of the Variance of the Component Series
Accounted for by the First and Second Principal Components
Disaggregated Breakdown
CPI - 1949-1960 and 1961-1970

	1949-1960			1961-1970		
	First Principal Component	Second Principal Component	Residual	First Principal Component	Second Principal Component	Residual
Food at Home	0.3508	0.2208	0.4284	0.0835	0.0028	0.9137
Shelter	0.1182	0.0804	0.8014	0.1081	0.0024	0.8895
Household Operation	0.6336	0.0076	0.3588	0.2460	0.0497	0.7043
Men's Wear	0.5249	0.1588	0.3163	0.1076	0.2575	0.6349
Women's Wear	0.2644	0.0479	0.6877	0.0966	0.0209	0.8825
Children's Wear	0.3964	0.0538	0.5498	0.0267	0.0026	0.9707
Footwear	0.4049	0.0674	0.5277	0.0972	0.0408	0.8620
Piece Goods	0.2941	0.5378	0.1681	0.2281	0.1668	0.6051
Clothing Services	0.1593	0.1178	0.7229	0.0755	0.0048	0.9197
Auto Operation	0.1123	0.1693	0.7184	0.0533	0.0490	0.8977
Local Transportation	0.0005	0.0343	0.9652	0.0788	0.5949	0.3263
Travel	0.0044	0.0007	0.9949	0.0528	0.0034	0.9438
Health Care	0.1047	0.0447	0.8506	0.0780	0.0997	0.8223
Personal Care	0.3696	0.0716	0.5588	0.1024	0.0211	0.8765
Recreation	0.2286	0.0095	0.7619	0.3050	0.0045	0.6905
Reading	0.0006	0.0463	0.9531	0.0155	0.1243	0.8602
Tobacco	0.1034	0.1352	0.7614	0.1221	0.0511	0.8268
Alcohol	0.1382	0.0208	0.8410	0.2008	0.0068	0.7926
All Series	0.2361	0.0983	0.6656	0.1408	0.0909	0.7683

TABLE XVII
First Principal Component – Quarterly CPI
7 Breakdown
Levels

	First Eigen- vector	Implied Weights	Trans- formed Eigen- vector	Implied Weights	Pub- lished Weights
Food	0.3799	0.1436	0.3442	0.1339	0.2741
Housing	0.3813	0.1441	0.3476	0.1353	0.3306
Clothing	0.3727	0.1408	0.2651	0.1032	0.1160
Transportation	0.3784	0.1430	0.3552	0.1382	0.1232
Health & Personal Care	0.3797	0.1435	0.5446	0.2119	0.0411
Recreation & Reading	0.3793	0.1434	0.4384	0.1706	0.0483
Tobacco & Alcohol	0.3744	0.1416	0.2746	0.1069	0.0667
Rates of Change					
	First Eigen- vector	Implied Weights	Trans- formed Eigen- vector	Implied Weights	Pub- lished Weights
Food	0.3668	0.1399	0.5406	0.2097	0.2741
Housing	0.4614	0.1759	0.3049	0.1183	0.3306
Clothing	0.4085	0.1558	0.4091	0.1587	0.1160
Transportation	0.2969	0.1132	0.2974	0.1153	0.1232
Health & Personal Care	0.3999	0.1525	0.3121	0.1210	0.0411
Recreation & Reading	0.3560	0.1357	0.2991	0.1160	0.0483
Tobacco & Alcohol	0.3330	0.1270	0.4151	0.1610	0.0667

TABLE XVIII
First Principal Component – Quarterly CPI
18 Breakdown
Levels

	First Implied vector	Implied Weights	Trans- formed Eigen- vector	Implied Weights	Pub- lished Weights
Food at Home	0.2414	0.0570	0.1832	0.0473	0.2398
Shelter	0.2413	0.0569	0.2676	0.0691	0.1819
Household Operation	0.2364	0.0558	0.1187	0.0307	0.1453
Men's Wear	0.2423	0.0572	0.1774	0.0458	0.0264
Women's Wear	0.2022	0.0477	0.0966	0.0250	0.0366
Children's Wear	0.2219	0.0524	0.0837	0.0216	0.0142
Footwear	0.2426	0.0572	0.2745	0.0709	0.0163
Piece Goods	0.2331	0.0550	0.1389	0.0359	0.0041
Clothing Services	0.2400	0.0566	0.2467	0.0637	0.0122
Auto Operation	0.2384	0.0562	0.1277	0.0330	0.1037
Local Transportation	0.2409	0.0568	0.4719	0.1219	0.0132
Travel	0.2356	0.0556	0.1855	0.0479	0.0051
Health Care	0.2385	0.0563	0.3162	0.0817	0.0285
Personal Care	0.2412	0.0569	0.3054	0.0789	0.0224
Recreation	0.2398	0.0566	0.2447	0.0632	0.0112
Reading	0.2392	0.0564	0.3072	0.0794	0.0366
Tobacco	0.2215	0.0523	0.1758	0.0454	0.0265
Alcohol	0.2423	0.0572	0.1492	0.0385	0.0396

TABLE XIX
First Principal Component – Quarterly CPI
18 Breakdown

Rates of Change					
	First Eigen- vector	Implied Weights	Trans- formed Eigen- vector	Implied Weights	Pub- lished Weights
Food at Home	0.2690	0.0686	0.3202	0.0822	0.2398
Shelter	0.2323	0.0592	0.1200	0.0308	0.1819
Household Operation	0.3516	0.0897	0.2188	0.0562	0.1453
Men's Wear	0.3214	0.0820	0.3003	0.0771	0.0264
Women's Wear	0.2129	0.0543	0.2146	0.0551	0.0366
Children's Wear	0.2672	0.0681	0.1923	0.0494	0.0142
Footwear	0.3226	0.0823	0.3489	0.0896	0.0163
Piece Goods	0.1941	0.0495	0.3022	0.0776	0.0041
Clothing Service	0.2860	0.0729	0.1577	0.0405	0.0122
Auto Operation	0.2543	0.0649	0.2168	0.0557	0.1037
Local Transportation	0.0599	0.0153	0.1050	0.0270	0.0132
Travel	0.0423	0.0108	0.0599	0.0154	0.0051
Health Care	0.1943	0.0496	0.1468	0.0377	0.0285
Personal Care	0.3082	0.0786	0.2404	0.0617	0.0224
Recreation	0.1921	0.0490	0.3721	0.0956	0.0112
Reading	0.0644	0.0164	0.0945	0.0243	0.0366
Tobacco	0.2063	0.0526	0.3386	0.0870	0.0265
Alcohol	0.1423	0.0363	0.1450	0.0372	0.0396

TABLE XX

Consumer Price Index

First Principal Component – Calculated From Month to Month Rates of Change

Year	January	February	March	April	May	June	July	August	September	October	November	December
1949	75.25	75.41	75.42	75.45	75.68	75.74	75.89	75.99	75.88	76.14	76.15	76.19
1950	76.15	76.40	76.68	76.84	76.99	77.26	77.54	77.84	78.22	79.33	79.53	79.93
1951	80.87	81.88	82.80	83.44	84.30	85.27	85.76	86.48	86.85	87.34	87.73	88.04
1952	88.30	88.22	88.19	88.26	87.85	87.83	87.76	87.71	87.59	87.57	87.56	87.61
1953	87.62	87.69	87.18	87.06	87.18	87.30	87.54	87.67	87.75	87.93	87.80	87.79
1954	87.84	87.98	88.00	88.31	88.40	88.55	88.58	88.74	88.60	88.61	88.55	88.56
1955	88.66	88.73	88.71	88.65	88.85	88.47	88.59	88.60	88.72	88.77	88.69	88.86
1956	89.18	89.22	89.43	89.57	89.66	90.03	90.53	90.62	90.62	90.90	91.28	91.39
1957	91.52	91.89	92.10	92.49	92.91	93.09	93.38	93.59	93.87	93.92	93.96	94.19
1958	94.62	94.95	95.33	95.74	95.82	95.83	95.84	95.86	96.18	96.32	96.58	96.70
1959	96.98	96.89	96.89	96.90	97.27	97.47	97.60	97.78	97.96	98.20	98.52	98.49
1960	98.67	98.64	98.62	98.79	98.86	98.94	99.10	99.09	99.24	99.46	99.57	99.65
1961	99.74	99.70	99.76	99.69	99.80	99.71	99.49	99.62	100.20	100.00	100.25	100.41
1962	100.18	100.34	100.43	100.68	100.70	100.88	101.08	101.27	101.38	101.66	101.70	101.75
1963	101.82	101.93	102.07	102.07	102.25	102.48	102.66	102.91	103.05	103.22	103.39	103.61
1964	103.86	104.08	104.28	104.31	104.38	104.56	104.80	104.85	104.91	105.08	105.30	106.01
1965	106.29	106.37	106.53	106.61	107.01	107.43	107.53	107.59	107.86	108.00	108.43	108.76
1966	109.12	109.56	109.85	110.24	110.57	110.78	110.90	111.20	111.83	112.14	112.46	112.76
1967	113.02	113.35	113.73	114.46	114.80	115.28	115.85	116.38	116.76	116.72	117.00	117.83
1968	118.49	118.73	119.22	119.65	119.81	120.14	120.54	120.89	121.52	121.81	122.36	122.67
1969	123.15	123.36	123.82	125.01	125.45	126.12	126.32	126.82	127.05	127.38	127.75	128.23
1970	128.67	129.13	129.35	129.50	129.64	129.84	130.26	130.46	130.65	130.99	130.99	130.84

TABLE XXI
Implicit Price Index
First Principal Component – Calculated From Quarter to
Quarter Rates of Change

YEAR	I	II	III	IV
1947	59.52	62.99	64.25	66.41
1948	67.83	69.76	72.32	73.18
1949	73.30	74.02	73.80	74.84
1950	75.46	76.81	78.19	79.09
1951	83.36	86.98	87.88	87.53
1952	87.48	86.57	86.38	86.09
1953	86.43	86.34	86.93	86.84
1954	86.96	87.23	87.27	87.58
1955	88.24	88.75	89.39	90.58
1956	91.21	92.27	93.24	93.61
1957	93.91	94.55	95.06	95.38
1958	95.67	95.67	95.65	96.31
1959	96.40	96.83	97.06	97.33
1960	97.43	98.35	98.65	98.90
1961	98.82	98.91	100.00	100.99
1962	101.34	102.17	102.59	103.06
1963	103.78	103.83	104.56	105.51
1964	105.43	106.74	107.27	107.42
1965	108.33	109.22	110.11	110.96
1966	112.14	113.58	114.22	115.29
1967	115.99	116.57	117.72	118.06
1968	119.12	119.95	120.84	122.11
1969	123.20	125.30	126.70	127.71
1970	128.84	129.88	130.27	130.65

TABLE XXII

Wholesale Price Index

First Principal Component – Calculated From Month to Month Rates of Change

Year	January	February	March	April	May	June	July	August	September	October	November	December
1949	85.82	85.19	85.00	84.18	83.10	82.52	82.39	82.14	82.08	83.43	83.50	83.42
1950	83.79	84.05	84.34	84.59	85.54	87.41	88.34	90.31	94.51	93.91	94.83	96.18
1951	99.23	101.56	102.87	103.36	103.07	103.56	103.49	102.47	101.70	101.70	101.44	100.93
1952	100.59	99.14	98.23	96.79	95.91	96.17	95.92	95.25	94.70	94.01	94.23	94.10
1953	94.40	94.24	94.73	93.85	93.83	94.32	94.11	94.37	94.02	93.60	93.12	93.17
1954	93.45	93.15	93.14	93.11	93.06	93.02	92.93	92.48	92.39	92.12	92.19	92.38
1955	92.35	93.09	93.25	93.77	93.50	93.78	93.74	94.17	94.88	94.85	95.11	95.36
1956	95.69	95.86	96.35	96.80	96.97	97.30	96.90	97.00	97.17	96.89	96.60	97.27
1957	97.68	97.26	97.39	97.44	97.26	97.05	96.99	96.70	96.40	95.92	95.59	96.19
1958	96.35	96.45	96.49	96.29	96.15	95.93	95.81	95.80	96.05	96.18	96.87	96.95
1959	97.20	97.56	97.55	97.81	97.88	97.70	97.76	97.69	97.69	97.48	97.70	97.54
1960	97.89	97.82	97.72	98.30	98.40	98.64	98.56	97.92	97.79	97.76	97.58	97.75
1961	98.19	98.24	98.12	97.99	98.22	98.29	99.77	99.68	100.00	100.00	100.02	100.51
1962	100.66	100.72	100.70	100.86	101.76	102.17	102.51	102.87	102.69	102.59	102.76	102.75
1963	102.96	102.98	102.94	103.10	103.51	103.82	103.95	103.68	103.78	103.87	104.21	103.87
1964	104.14	104.33	104.11	104.35	104.42	104.50	104.31	104.41	104.35	104.43	104.74	104.94
1965	105.12	105.14	105.49	106.10	106.85	107.67	107.66	107.43	107.20	107.54	108.37	108.90
1966	109.53	110.55	110.47	110.40	110.44	110.95	110.67	110.67	110.77	110.95	111.03	111.32
1967	111.48	112.02	111.99	112.13	112.30	112.73	112.72	113.30	113.68	113.80	114.14	114.86
1968	114.55	114.77	115.15	115.16	115.47	115.72	115.16	115.48	115.88	115.66	116.26	116.70
1969	118.16	118.33	118.95	119.47	119.87	120.19	119.73	120.16	120.69	120.76	120.47	121.92
1970	122.37	122.69	123.16	122.76	122.74	122.17	121.71	121.13	121.17	121.61	121.42	121.12

FIGURE 1

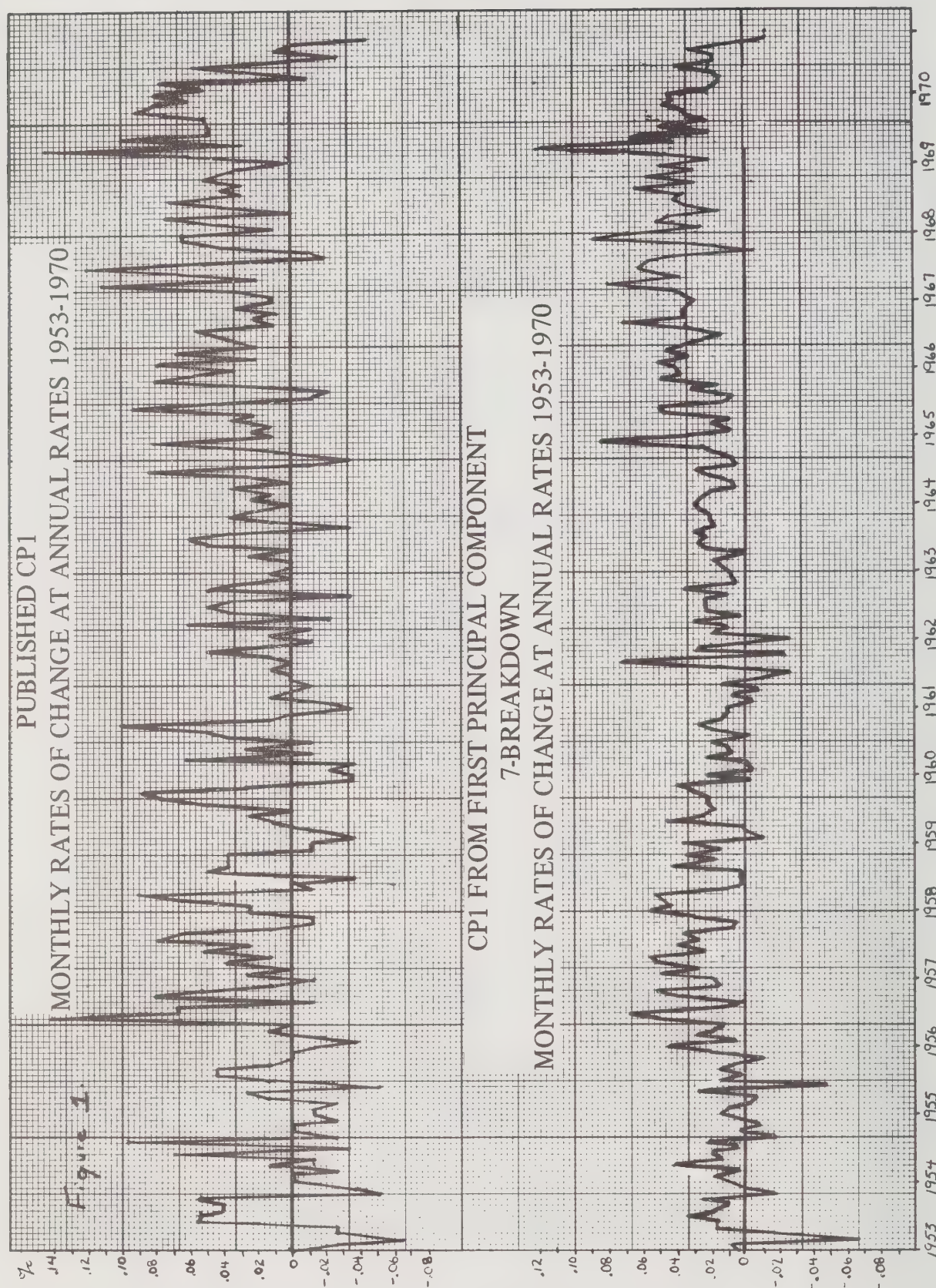


FIGURE 2

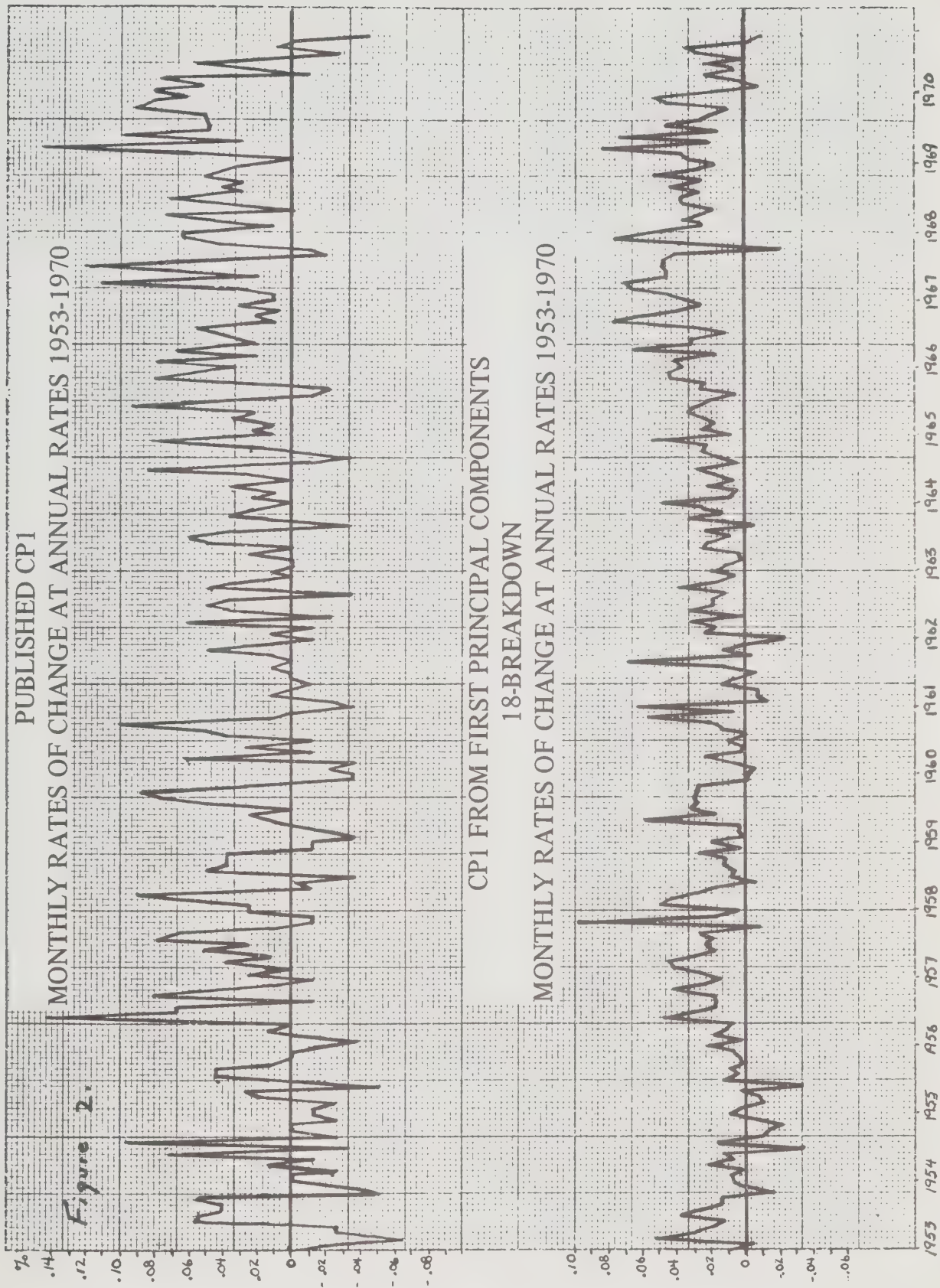
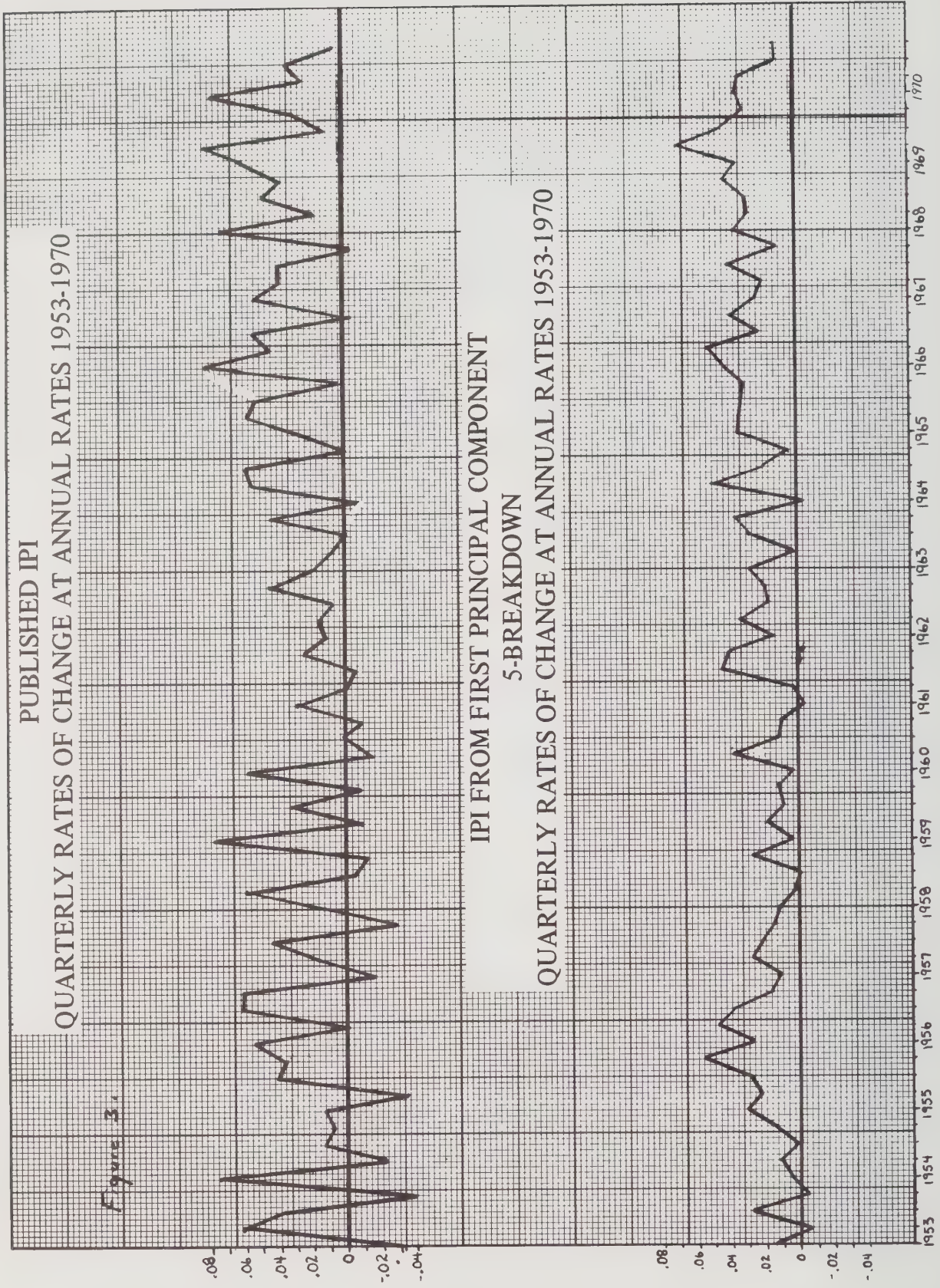


FIGURE 3



BIBLIOGRAPHY

- (1) Anderson, Theodore W. *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*. New York, Wiley, 1958.
- (2) Asimakopulos, A. "The Canadian Consumer Price Index." *Canadian Journal of Economics and Political Science* 29:376-85, August 1963.
- (3) Asimakopulos, A. "The Canadian Consumer Price Index: A Rejoinder" *Canadian Journal of Economics and Political Science* 30:252-55, May 1964.
- (4) Asimakopulos, A. *The Reliability of Selected Price Indexes as Measures of Price Trends*. A Staff Study done for the Royal Commission on Banking and Finance. Confidential, 1962.
- (5) Cragg, J. G. and H. T. Young. "Patterns in Price Changes." in *Essays on Price Changes in Canada*. Prepared for the Prices and Incomes Commission. Ottawa, Information Canada, 1972.
- (6) Girshick, M. A. "Principal Components." *American Statistical Association Journal*. 31:519-528, 1936.
- (7) Holmes, A. D. "The Canadian Consumer Price Index: A Reply." *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 30:245-252, May 1964.
- (8) Kendall, Maurice G. *A Course in Multivariate Analysis*. New York, Hafner, 1957. (Griffin's Statistical Monographs and Courses No. 2).
- (9) Loyns, R. M. A. *A Comparison of the Consumer Price Index and Implicit Price Index as Measures of Recent Price Change in the Canadian Economy*. Study done for the Prices and Incomes Commission. Ottawa, Information Canada, 1972.
- (10) Malinvaud, Edmond. *Statistical Methods of Econometrics*. Chicago, Rand McNally, 1966. (Studies in Mathematical and Managerial Economics No. 6).
- (11) Matuszewski, T. I. "A Note on Consumer Prices." *Canadian Journal of Economics and Political Science* 26:478-481, August 1960.
- (12) Tintner, Gerhard. *Econometrics*. New York, Wiley, 1952.

MARKET POWER AND THE BEHAVIOR OF INDUSTRIAL PRICES¹

By K. Dennis

INTRODUCTION

This paper examines the relationship between market power and structural inflation. "Structural inflation" refers to the persistent tendency for most prices in industrialized countries to drift upwards in a manner independent of the periodically severe bouts of inflation that are experienced over the course of the business cycle.

A number of economists have argued that market imperfections attributable to the existence of market power account for much short-run price rigidity.² According to this view, resource reallocation is said to come about only very sluggishly through the price mechanism in response to changes in supply and demand. Furthermore, relative price changes occur largely through the upward revision of some prices rather than downward movements of others and this produces a continual upward revision of the general level of prices. Schultze, for example, has advanced this view with emphasis on the asymmetry of price changes to demand pressure although he did not link this hypothesis specifically to the degree of market power pertaining to each industry.³ Blair and others have argued

¹While the author remains solely responsible for all errors contained herein and for all opinions expressed, he would like to express his sincere thanks to Dr. J.G. Cragg, Director of Research, Prices and Incomes Commission, for his counsel and support of this project.

²For a collection of such views, see U.S. Congress, Senate, Committee on the Judiciary, Subcommittee on Antitrusts and monopoly. *Administered Prices: a compendium on Public Policy. . . Eighty Eighth Congress, First Session, Pursuant to S. Res. 56*. Washington, U.S. Government Printing Office, 1963.

³Charles L. Schultze, "Uses of Capacity Measures for Short-Run Economic Analysis", *American Economic Review*, Vol. 53, May 1963, pp. 293-308, and Charles L. Schultze, "Recent Inflation in the United States", *Study of Employment, Growth and Price Levels*, U.S. Congress, Joint Economic Committee, Washington, U.S. Government Printing Office, 1959. (Study Paper Nat.)

that short-run rigidity arises from the practice of target pricing; firms with substantial market power change their prices only very periodically in response to long-run trends in standard costs, productivity, and demand in order to achieve a target rate of return on capital over the long haul and they are insensitive in the meantime to short-run fluctuations in demand and capacity utilization.⁴

In this paper, the term “market power hypothesis” will refer to the contention that the prices of firms which have substantial market power are less responsive to changes in demand and supply than are the prices of firms which have negligible market power. The hypothesis is tested on a cross-sectional basis for Canadian manufacturing industries for the period from 1961 to 1969.

The term “market power” refers here very broadly to the degree of discretion or freedom that a firm possesses in its pricing and other decision-making activities. Market power has been measured most often by the degree of seller concentration pertaining to a particular industry. Crucial to this measure is the notion that it is “interdependence” of action among firms within an industry — whether explicitly collusive or merely “consciously parallel” — that characterizes the behavior of firms with market power and that “fewness” of competitors is the principal prerequisite for effective collusion.

In addition to seller concentration, other features of markets and industries have been identified as sources of market power: patents, monopoly control over inputs, various forms of government regulation; in short, all barriers to competitive entry. Aside from being difficult to identify comprehensively, these barriers do not lend themselves readily to quantitative expression for testing purposes. Consequently, most studies in the past have settled for seller concentration as a single proxy measure.

Seller concentration, especially in the Canadian economy, is questionable as an adequate single proxy measure. The measures which are available are not uniformly reliable estimates since the data from which they have usually been constructed, namely annual Census of Manufactures statistics, do not account for the varying ranges of markets applicable to firms operating in Canada. These variations arise from both the international and the regional patterns of trade that exist. The difficulties are further complicated by the widespread presence of both intercorporate ownership ties and sales and by the arbitrariness of many Census-defined industry boundaries which are dictated largely by practical considerations of data collection and assembly.

Quite apart from data and estimation problems, seller concentration might be questioned as the single most important source of market power. Effectively interdependent behavior might well require the sort of elaborate market surveillance and inter-firm organization, such as the collection and distribution of industry information by trade associations, that only large firms can afford to maintain due to the large absolute capital requirements such activities require.

On the other hand, a firm’s behavior in any one market may depend more on its overall financial strength and industrial span than on its competitive position in that

⁴A summary statement of this outlook is found in John M. Blair, “Administered Prices and Oligopolistic Inflation: A Reply” *Journal of Business*, Vol 37, January 1964, pp. 68-81. See also A.D.H. Kaplan, J.B. Dirlam and R.F. Lanzillotti, *Pricing in Big Business; a Case Approach*, Washington: Brookings Institution, 1958.

one market. The pattern of overall firm strength created through vertical integration and industrial diversification, with a consequent diffusion of power throughout the firm's separate spheres of activity, is more readily related to absolute firm size than to seller concentration. Given the fairly high degree of diversification and intercorporate ownership which exists in a substantial proportion of Canadian manufacturing, absolute firm size serves as another measure of market power.

A principal objective of this study, in conjunction with the market power hypothesis *per se*, has been to measure and test firm size as an alternative to concentration. Ideally, this alternative should be tested at the individual firm level of disaggregation. However, both data resources and the comparative purpose of the exercise required that the firm size measure be adapted to the industry level, an industry average being taken as the measure typical of the individual firms comprising each industry.

The following section describes the sample of industries selected for study and the data series and variables employed to explain relative price movements. The third section outlines the methodology and data sources used in the construction of the two measures of market power. The final sections contain a summary of the empirical results and their interpretation.

SAMPLE AND DATA

In order to test the significance of firm size and concentration on the sensitivity of prices to market conditions, information on price, cost and demand was sought at the highest level of disaggregation available in order to get as good an approximation to the relevant economic markets as possible. While much commodity price information at a five-digit level is supplied by the Industry Selling Price Indexes (ISPI),⁵ other data requirements permit only a three-digit and partial four-digit coverage of Canadian manufacturing industries.⁶

The basic sample consisted of 90 three-digit (and in some instances, wherever possible, four-digit) industries chosen because they were covered by the ISPI. Of the one hundred-odd industries surveyed by the ISPI for the period 1961-1969, the basic sample excluded the following:

- (a) the five industries of the major (two-digit) division, Miscellaneous Manufacturers, 3812 Clock and Watch, 382 Jewellery and Silverware, 3981 Button, Buckle and Fastener, 3988 Typewriter Supplies and 3989 Fountain Pens and Pencils;
- (b) three small industries, omitted by error, 1391 Macaroni Manufacturers, 328 Boatbuilding and Repairs and 3791 Printing Inks;

⁵Canada, Dominion Bureau of Statistics, *Industry Selling Price Indexes, 1956-1968*. Ottawa, Queen's Printer, 1970. DBS 62-528. and Canada, Dominion Bureau of Statistics, *Prices and Price Indexes*. (Monthly) DBS 62-002.

⁶In a cross-sectional study similar to this, "Business Pricing Policies and Inflation Reconsidered", *Journal of Political Economy*, Vol. 74, April 1966, pp. 117-87, L. Weiss encountered the same limitation with U.S. data although he reports similar results between concentration and price at the five-digit level where no other data is available.

(c) the seven four-digit industries comprising 101 Slaughtering and Meat Processors and 105 Dairy Factories, in order to match Census Data available only at the three-digit level.

Together the 90 industries constitute approximately three-quarters of Canadian manufacturing activity measured by value added. Excluding the Miscellaneous division, 15 of the remaining 19 major divisions are well represented by coverage in the ISPI of more than 60 per cent of the 1964 sales. Since the ISPI is geared to industries with high product standardization, the four divisions with rather low coverage consist mainly of industries with small and numerous firms producing largely customized products: 7 Clothing (38 per cent), 11 Printing and Publishing (0 per cent), 13 Metal Fabricating (28 per cent), and 14 Machinery (22 per cent).

The industries comprising the basic sample and the percentage coverage by major division are set out in Tables XXIII and XXIV respectively.

TABLE XXIII
Firm Size and Concentration Estimates, 90 Industries

SIC No.	INDUSTRY	Cc 1964	Cf 1967	FS 1967	VS 1968
101	Meat Processors		40.1	125	1772.5
103	Poultry	29.6	32.6	75	252.4
105	Dairy Factories		286.6	88	1184.6
107	Process Cheese	2.5	4.0	790	96.8
111	Fish Products	82.9	77.2	56	324.6
112	Fruit & Vegetable Canners . . .	46.2	42.2	158	509.9
123	Feed Manufacturers	240.3	383.4	48	513.3
124	Flour Mills	4.2	3.7	141	227.7
125	Breakfast Cereals	1.9	2.0	466	52.1
128	Biscuit Manufacturers	6.1	6.5	196	125.1
129	Bakeries	304.7	271.8	42	484.1
131	Confectionery	21.5	15.0	305	221.5
133	Sugar Refineries	1.5	3.7	86	152.2
135	Vegetable Oil Mills	1.5	2.5	615	94.0
1392	Miscellaneous Food	41.0	41.7	488	676.8
141	Soft Drinks	105.4	69.8	191	305.4
143	Distilleries	6.1	4.0	623	300.6
145	Breweries	2.9	3.0	274	349.3
147	Wineries	4.6	5.7	575	30.9
153	Tobacco Products	[2.8]	H 2.5	1399	331.1
161	Rubber Footwear		VH 4.0	200	34.9
163	Rubber Tire & Tube		VH 4.0	2263	323.4
172	Leather Tanneries	7.0	5.7	14	63.3
174	Shoe Factories	70.9	72.0	49	237.1
175	Leather Glove	14.4	15.7	0	15.6
183	Cotton Yarn & Cloth	[2.5]	H 4.8	208	297.2
193	Wool Yarn Mills	10.4	6.3	60	24.0
197	Wool Cloth Mills	17.1	13.5	13	106.5
201	Synthetic Textiles	7.0	16.6	1067	454.2
212	Thread Mills	5.6	4.1	142	19.1
213	Cordage & Twine	4.1	4.8	367	17.6
216	Carpet, Mat & Rug	5.4	10.8	367	136.2
219	Linoleum & Coated Fabrics . .	5.6	7.2	702	44.7
223	Cotton & Jute Bag	10.8	13.6	16	28.7

TABLE XXIII (Cont'd)

SIC No.	INDUSTRY	Cc 1964	Cf 1967	FS 1967	VS 1968
231	Hosiery Mills	52.9	63.6	135	105.4
239	Other Knitting Mills	72.0	71.4	66	271.6
2431	Men's Clothing Factories	158.0	161.5	43	441.2
247	Hat & Cap	41.7	38.3	0	24.7
2511	Shingle Mills	13.1	14.5	188	43.6
2513	Sawmills & Planing Mills	277.7	259.8	141	1179.6
252	Veneer & Plywood Mills	14.4	18.3	487	289.4
2541	Sash, Door & Other Millwork	204.5	187.1	0	270.1
2542	Hardwood Flooring	8.4	8.9	214	21.8
256	Wooden Box Factories	24.4	25.8	28	46.7
261	Household Furniture	258.0	251.7	9	351.1
264	Office Furniture	14.1	14.5	237	72.2
266	Other Furniture	104.8	113.6	0	216.2
271	Pulp & Paper Mills	[6.5]	FL 15.8	1032	2446.9
272	Asphalt Roofing	1.5	3.5	870	58.6
2731	Folding & Set-up Box	28.1	26.7	321	166.5
2732	Corrugated Box	[3.8]	H 5.7	929	240.0
2733	Paper Bag	13.7	12.0	1435	170.1
274	Other Paper Converters	42.7	43.2	346	340.0
291	Iron & Steel Mills	4.6	6.8	1371	1367.1
292	Steel Pipe & Tube	5.0	3.8	928	270.7
294	Iron Foundries	19.1	22.5	634	186.2
295	Smelting & Refining	6.5	5.8	1214	932.6
296	Aluminum Rolling, etc.	3.3	3.0	2353	205.9
297	Copper Rolling, etc.	4.4	4.0	662	274.9
298	Other Metal Rolling, etc.	13.0	16.8	834	146.8
305	Wire & Wire Products	[10.9]	FL 31.0	336	387.6
306	Hardware, Tool & Cutlery	86.2	105.3	127	242.1
307	Heating Equipment	31.3	31.5	232	114.9
311	Agricultural Implements	4.8	6.1	772	270.1
323	Motor Vehicles	3.2	4.0	5686	3002.3
325	M. V. Parts & Accessories	[20.4]	FH 17.2	1289	1193.8
331	Small Electrical Appliances	15.3	16.0	983	142.5
332	Major Appliances	12.7	10.8	2096	293.5
334	Household Radio, TV	6.9	8.0	3068	207.5
336	Electrical Industrial Equip.	[6.7]	FH 15.5	1455	433.4
337	Batteries	[3.3]	H 4.2	637	60.2
338	Electric Wire & Cable	[1.9]	H 5.2	1654	323.5
339	Misc. Electrical Products	32.9	32.7	1752	272.1
341	Cement	3.2	4.1	112	150.8
343	Lime	[4.5]	H 4.1	571	13.9
345	Gypsum Products	1.0	2.6	425	53.3
347	Concrete Products	102.9	117.6	20	201.6
348	Ready-mix Concrete	44.1	72.6	159	261.3
3511	Clay Products (Domestic Clay)	21.5	24.3	78	48.9
3512	Clay Products (Imported Clay)	7.6	8.1	163	39.6
3561	Glass Manufacturers		H 7.4	157	131.3
357	Abrasives	[3.6]	4.0	153	60.3
3651	Petroleum Refining	[2.4]	H 3.5	12466	1621.9
3652	Lubricating Oils & Greases	1.0	3.2	7000	35.3
372	Mixed Fertilizers	4.8	4.3	1488	78.2
373	Plastics & Synthetic Resins	3.8	7.5	3057	167.6

TABLE XIII (Cont'd)

SIC No.	INDUSTRY	Cc 1964	Cf 1967	FS 1967	VS 1968
374	Pharmaceuticals & Medicines . .	31.1	28.3	351	325.6
375	Paint & Varnish	23.0	22.5	1305	235.9
376	Soap & Cleaning Compounds . .	1.7	3.7	1472	240.4
378	Industrial Chemicals	[1.4] FH	7.7	5223	847.0

Note to Table XXIII: Cc 1964 is Stewart's⁷ estimate of "firm" (company) concentration, where available. Bracketed numbers and accompanying letters indicate where Stewart chose the 1962 DBS employment survey in preference to his own 1964 estimate. Cf 1967 is the estimate of firm concentration described above, incorporating information on inter-corporate ownership for 1967. FS is the firm size estimate (in millions of dollars) described above. VS 1968 is Value of Shipments of Goods of Own Manufacture for 1968, serving as an indication of the relative size of each industry.

TABLE XXIV
Proportion of Manufacturing Major Divisions
Covered by 90-Industry Sample

Major Division	1964 Value of Shipments (\$'000,000's)	Per Cent Coverage
1. Food and Beverage	6,127	100.0
2. Tobacco	348	71.9
3. Rubber	426	62.9
4. Leather	328	80.9
5. Textiles	1,204	80.4
6. Knitting Mills	277	100.0
7. Clothing	991	38.4
8. Wood	1,395	93.9
9. Furniture and Fixture	470	96.5
10. Paper and Allied	2,707	100.0
11. Printing and Publishing	983	0.0
12. Primary Metals	2,546	100.0
13. Metal Fabricating	2,137	28.5
14. Machinery	1,077	22.6
15. Transportation Equipment	3,197	72.1
16. Electrical Products	1,703	76.4
17. Non-metallic Minerals	918	79.2
18. Petroleum and Coal	1,419	98.5
19. Chemicals	1,798	79.4
20. Miscellaneous	795	0.0
	30,856	76.4

In the initial selection of the sample a decision had to be made as to whether price would be studied (a) on a time series basis for each industry and then price sensitivity over time related to the market power variables or (b) on a cross-sectional basis to determine the sensitivity of relative price movement over different periods of time. The latter approach was adopted in order to obtain as large a sample as possible using Census of Manufactures data.

⁷Max D. Stewart, *Concentration in Canadian Manufacturing and Mining Industries*. Background Study to the Interim Report on Competition Policy. Ottawa, Economic Council of Canada, 1970.

Even though time series data provide a better range of alternative measures of demand pressure and more reliable series for wage levels, the number of industries for which such data were available was felt to be too small to test the market power hypothesis adequately. On the other hand, Census data limit the test of short-run price behavior to a rather lengthy “short-run” period. Furthermore, Census data pose serious limitations as to the range and quality of explanatory variables. These will be discussed shortly.

The nine series described below, collected by establishment on a calendar year basis, were obtained from the various individual industry publications released annually by Statistics Canada as part of the annual Census of Manufactures. Most of the data for 1969 were obtained from the preliminary industry publications. Unfortunately, the 1960 SIC change precluded study of the Canadian experience prior to 1961, necessarily limiting the analysis to a period of almost uninterrupted expansion in manufacturing activity as a whole. Therefore, the cyclical characteristics of price during a sustained recession have not been studied in this paper.

The nine basic series selected from the Census to generate a model of relative price movement are described and evaluated briefly below:

- VS *Value of Shipments of Goods of Own Manufacture*:— Probably the most reliable series, this includes revenue from all manufacturing activity including sales and distribution, net of excise and sales taxes. It does, however, exclude sales revenue of imported goods and revenue from other transactions involving finished goods.
- VI *Net Change in Value of Inventories of Semi-finished and Finished Goods*:— This item is reported as a book value and there is some doubt as to whether this series can be deflated by the ISPI to yield a corresponding quantity series. Inventories might be reported at market value or at cost or more likely some intermediate value which would include an imputed labor and/or capital cost.
- RM *Raw Material Purchases*:— Including fuel and electricity costs, this series is described by the Census as comprising only those material purchases actually used in manufacturing activity, that is, it is a cost-of-goods-produced concept, presumably excluding all material purchases not actually employed in manufacturing activity during the annual period in question.
- PE *Production and Related Workers*:— This series refers to manufacturing activity only, including warehousing but excluding transportation. As an annual average it avoids gross errors due to seasonal and cyclical fluctuations in that it is a simple average of the number of workers on payroll during the last pay period of each month of the calendar year. However, the reliability of this series is uncertain due to the problem of employee turnover during the month.
- PW *Production Wages and Production Man-hours Paid*:— These two series refer to the previous employment series and should together provide a fairly reliable measure of hourly earnings, free of the seasonal fluctuation and turnover problems.
- TE *Total Employees*:— In addition to PE, this includes three other groups: sales and distribution, office and administrative, and production employees in non-manufacturing activity. It excludes a small category, working owners and partners. The first two sub-totals should be relatively free of turn-over problems. It is described vaguely by the Census as being corrected for part-time or seasonal employment. At best, TE should provide a crude estimate of annual average income levels in conjunction with the following series.
- SW *Salaries and Wages*:— This series applies to the above employment total, likewise excluding the small category, withdrawals of working owners and partners.
- VP *Value of Production of Manufacturing Activity*:— This series is defined by the Census as the sum $VS - VI$. By definition this is equivalent to $VA - RM$ where VA is Value Added from Manufacturing Activity. (Strictly speaking $VP = VS -$

value of the net change in inventories, which may well be different from the net change in the value of inventories (VI).)

From these series and the ISPI, measures were sought for (1) the wage level, (2) labor productivity, (3) unit material costs, and (4) demand pressure.

The problems posed by Census data arise from two principal features. First, there is no independent quantity series for either sales or production and no independent deflator for either VS or VP. Therefore, the dependent variable itself must be used to construct at least two of the four variables. Second, since no series for orders is collected on a comprehensive basis at the three and four-digit level, the orders-shipments relationship must be abandoned as a measure of demand pressure in favour of the shipments-production relationship. Moreover, while VS can be deflated validly by the ISPI to construct a quantity-sold index (QS), the ISPI is not clearly the most appropriate deflator for VP since the latter consists of the sum of a revenue series and a book value series.

In short, several awkward choices must be made as to the most reliable estimate of each of the four indicated variables. The most obvious alternatives are the following:

Wage Level

- (a) $AWS = SW/TE$ Average annual earnings per total employee has the single advantage of comprising all labor costs but has two defects. Uncertainty as to its reliability arises from the employee turnover problem, especially for the PE component. Moreover, AWS could conceivably decline even when annual wage levels for both production and all other employees rise. This apparent anomaly reflects the effect of the rise in the PE/TE ratio with high capacity utilization since annual earnings of production workers are typically well below the average for all other employees.
- (b) $AHE = PW/MH$ Average hourly earnings of production workers should provide a good estimate of the wage rate for this group of employees. However, its significance for price will vary from industry to industry since production wages and workers constitute a varying proportion of total wages and employees for different industries.
- (c) $APW = PW/PE$ Annual earnings per production will have the same varying significance as does AHE with the additional drawback that it will be sensitive to both employee turnover and fluctuations in average annual man-hours (MH/PE). AHE, therefore, is far superior.
- (d) $AOW = (SW - PW) / (TE - PE)$ Annual earnings of employees other than production workers should provide a good complement to AHE since most of the employees in this residual group will be paid on an annual equivalent scale and should be less subject to turnover. Unfortunately, man-hours and wages for hourly-rated employees in this group are not available.

Unit Material Costs (UMC)

A factor material cost index ($FMC = RM/\text{material input}$) would be much preferable to a unit material cost index ($UMC = RM/\text{output}$) since UMC will be a function of both FMC and productivity. Census data on quantities of individual material inputs are too sketchy to provide an estimate for total material inputs. Published input-output tables for the Canadian economy are not disaggregated appropriately at the three-digit level to be adapted to this study. Without a material input index, FMC could not be derived from RM.

Therefore, the analytically weaker UMC was employed. UMC was defined as RM/QS rather than RM/QP (where QP is VP deflated by ISPI) since QS is the more reliable estimate of volume even though QP is conceptually the more appropriate measure of output applicable to RM.

As defined, UMC sets a revenue concept against a cost-of-goods-produced concept. To avoid this difficulty, one alternative would be to assume that inventories

are valued only at material cost so that $(RM - VI)$ becomes the material cost-of-goods-sold and UMC would then be defined as $(RM - VI)/QS$.

Labor Productivity (LPD)

As in the case of wages, several possibilities offer themselves here. QS/MH or QP/MH may seem obvious choices but both VS and VP refer to total manufacturing activity whereas MH applies only to production. While both QS/TE and QP/TE suffer from the uncertainty of the turnover problem in the PE component of TE , they do have the advantage of setting two total manufacturing concepts against one another. Again QS was chosen over QP for estimation reasons.

Demand Pressure (DPR)

Other than two rather weak proxies for capacity utilization (actually labor utilization), MH/PE and PE/TE , the only viable measure for demand pressure offered by Census data is the shipments-production relationship. Demand pressure can be defined very simply as $DPR = VS/VP$. DPR should be positively related to price on the following set of assumptions: (1) During periods of slack demand, firms will not cut production back as much as sales volume in order to avoid excessive unit fixed and operating costs associated with low capacity utilization and low productivity. (2) During periods of high demand pressure, when firms approach or reach full capacity, they will meet current orders by drawing on inventories rather than incur increasing unit costs at or beyond capacity.

Admittedly, VS/VP is a very simple and naive measure of demand pressure, being a variant of the inventory/sales ratio in the form $(VS/VS - VI)$ and being equivalent to QS/QP . The by-now familiar problem of QP as an estimate of output arises once more. If inventories are valued at material cost only, then VS/VP should be positively biased with respect to the degree by which price increases exceed unit material cost increases. If unit material cost increases exceed price increases, the statistical significance of DPR for price will thereby be weakened. A similar pattern will apply to unit operating costs if inventory values also include an imputed labor cost.

To summarize, the four variables selected for the price model are:

$$AHE = PW/MH$$
$$LPD = QS/TE$$
$$DPR = VS/VP$$
$$UMC = RM/QS$$

$$AOW = (SW - PW)/(TE - PE)$$

as an additional variable in one instance

The performance of these and a few other alternatives in the explanation of relative price movements is assessed and described in section four along with results of the two market power variables. The methods followed in deriving measures of firm size and concentration are outlined in the following section.

FIRM SIZE AND CONCENTRATION

Variables for firm size and concentration were constructed with data for the year 1967 in order to make use of existing information on intercorporate ownership. The two measures for this one year were used as explanatory variables for the entire nine-year period studied, on the assumption that these two features of industrial structure will remain relatively fixed over the period. Evidence to be cited in later pages suggests that concentration is fairly stable. While most firms will have grown significantly over the nine years, either internally or through merger, the relative

positions of the industry averages will not have changed very much in most instances.

Since some of the concepts employed in estimating concentration are also appealed to in the discussion of firm size, the former measure will be examined first.

Concentration. The annual Census of Manufactures supplies data on value of shipments stratified into several establishment size classes, indicating for each class the number of establishments and their total sales. These statistics have been published for most three and four-digit industries at the national level only, subject to the disclosure provisions of the Statistics Act, and only for as recently as the 1967 census.

Together with accompanying lists of establishments classified to each industry, these data provide a rough and ready basis for estimating establishment concentration (C_p) and "company" concentration (C_c) for each industry. Establishment concentration might also be termed "plant" concentration. Concentration is defined as the number of the largest establishments (or plants, companies, firms, as the case may be) required to account for 80 per cent of an industry's sales.

Stewart has estimated plant concentration ratios for 181 three and four-digit industries using 1964 shipments data.⁸ Following the methodology of Rosenbluth's earlier study of 1948 data,⁹ Stewart's estimate of C_p is a simple average of the upper and lower limits of establishment concentration as set out by the constraints imposed by establishment numbers and sales within each size class and by the values (measure in value of shipments) of the size class boundaries.

Stewart also estimated company concentration, C_c , or what he terms "firm" concentration, by first determining the number of multi-establishment companies in each industry by the legal criterion of company name and by then assuming that all establishments belonging to multi-establishment companies also belong to the C_p group of establishments.¹⁰ The credibility of this simple assumption will vary from industry to industry but, given that there is no information on individual establishment market shares, this seems to be the only viable course to follow. However, his estimate of C_c was checked against an unpublished DBS survey of employment by company for 1962 and in several cases, where the discrepancy between them was large, the latter measure was chosen in favor of his own estimate. His values for C_c were grouped into five broad ranges. Wherever the two measures did not fall into the same range, he simply indicated the DBS range in

⁸Stewart, *Concentration in Canadian Manufacturing and Mining Industries*, For a discussion of his methodology, see pp. 78-83.

⁹Gideon Rosenbluth, *Concentration in Canadian Manufacturing Industries*, a Study by the National Bureau of Economic Research, New York. Princeton, Princeton University Press, 1957. (National Bureau of Economic Research, General Series No. 61)

¹⁰If C_p is establishment concentration, M_p the total number of establishments belonging to multi-establishment companies, M_c the number of multi-establishment companies, then $(M_p - M_c)$ is the number of "additional" establishments belonging to the M_c group and company concentration, C_c , then becomes $C_c = C_p - (M_p - M_c)$ on the assumption that all M_p belong to the C_p group. (If the assumption is not correct, one could get negative C_c by chance.)

order to preserve the confidentiality of the employment survey. Stewart's ranges are indicated below:

<u>Cc Range</u>	<u>Cc Description</u>
Up to 4 Firms	Very High
4 to 8 Firms	High
8 to 20 Firms	Fairly High
20 to 60 Firms	Fairly Low
Over 60 Firms	Low

Stewart's values for Cc, where applicable to the 90 industry sample, are listed^{1 1} in Table XXIII.

As part of the present study, a similar estimate of firm concentration was made for the 90-industry sample with 1967 shipments data. Firm concentration, Cf, in contrast to Cc, accounts for intercorporate ownership where this occurs within an industry. The 1967 edition of *Inter-Corporate Ownership*,¹² assembled under the provisions of the Corporations and Labor Unions Returns Act, contains coverage of most large manufacturing firms in Canada. It was used to trace and record ownership ties involving "large" parent companies, that is, parent companies whose consolidated assets in 1968 exceeded \$100 million.

To arrive at an estimate of firm concentration, first Stewart's methodology was employed to derive Cp for 1967. In 57 of the 90 industries, his simple assumption proved feasible in the calculation of Cf with the difference that multi-establishment "firms" rather than companies were enumerated.¹³ For three industries — 161 Rubber Footwear, 163 Rubber Tires and 3561 Glass Manufacturers — where shipments stratfied into establishment size class were not available, the 1962 DBS employment survey was used as a basis for assigning a value for Cf. In each of these cases the total number of establishments and firms is rather small at any rate and the operative choice was between a High and Very High rating.

However, in the remaining 30 industries Stewart's simple assumption had to be abandoned for a somewhat more complicated procedure because the number of establishments belonging to multi-establishment firms within the industry exceeded the Cp estimate, a clear violation of the assumption mentioned in footnote 10. Given the present form of disclosure of sales data into very broad groupings, any estimate of firm concentration is bound to be at best a rough and ready "guesstimate". The most appropriate method to follow, therefore, seemed to be to calculate several estimates for each industry under a set of three different assumptions as to the market shares of firms within each industry, and then to take

¹¹It should be noted here that in two cases, 101 Slaughtering and Meat Processing and 105 Dairy Factories, Stewart's estimates were made at the four-digit level only, while in three other cases, 161 Rubber Footwear, 163 Rubber Tires, and 3561 Glass Manufacturers, Census data was stratified at the two-digit level only for Rubber Products and at the three-digit level only for Glass Products. In these cases, only the DBS employment estimate is indicated by the relevant range.

¹²Canada, Dominion Bureau of Statistics. *Inter-Corporate Ownership, 1967*. Ottawa, Queen's Printer, 1969. DBS 61-508.

¹³In other words, Cf is defined as $Cp - (Mp - Mf)$, where Mp is now the number of establishments belonging to multi-establishment firms and Mf is the number of the latter group of firms.

a simple average of these as a final estimate in order to avoid gross errors that might be made under any one of them alone. In effect, the three assumptions simply meant ordering firms from largest to smallest according to three criteria: (1) the number of establishments they operated within each industry, (2) the asset value of the parent company, and (3) the asset value of the parent company weighted by the number of establishments enumerated under (1). In conjunction with the Cp estimate, these three orderings were then used to determine the estimated number of largest firms required to account for 80 per cent of sales. In addition, since the number of establishments belonging to multi-establishment firms exceeded Cp, the above procedure was repeated using the upper-limit value of Cp as the basis for calculating Cf. Finally, these six separate estimates were averaged to yield the final estimate value for Cf. In most instances, the six estimates were closely bunched together and the principal effect of the method was to weaken the effect of a few aberrations created by one of the six assumptions.

The 1967 final estimate of Cf is set out alongside Stewart's 1964 estimate in Table XXIII. A brief comment on the comparison is in order here. Given the crudeness of the raw data and the naiveté of the estimating procedures, the two estimates are surprisingly close in most cases. Of course, one would not expect concentration to change a great deal in a three-year period. Using Stewart's classification, the distribution of the two samples is indicated in Table XXV.

TABLE XXV
Distribution of "Firm" Concentration Estimates

	Stewart's 1964 Sample	1967 Sample	85 Comparable Industries	
			1964	1967
		(number of industries)		
Very High	26	20	13	18
High	42	21	25	20
Fairly High	47	18	17	18
Fairly Low	35	15	17	14
Low	31	16	13	15
Total	181	90	85	85

The 90-industry sample contains a somewhat greater proportion of highly concentrated industries than Canadian manufacturing as a whole. Nevertheless, it displays a fairly even distribution of industries throughout the five ranges. Of the 85 comparable industries from the two samples, 20 moved from one range to another. Seven of these could be described as borderline cases. In four, both Cf and Cp declined markedly from 1964 to 1967 (201 Synthetic Textiles; 216 Carpet, Mat and Rug; 231 Hosiery Mills; and 348 Ready-mix Concrete). Only one industry, 193 Wool Yarn Mills, moved into a higher range due solely to the change in Cp, while in only two, 131 Confectionery and 143 Distilleries, was the move into a higher range due to the effect of accounting for intercorporate ownership. Of course, this fact takes no account of movement within the very broad lower ranges. The fact remains, though, that accounting for intercorporate ownership does not alter radically the estimates obtained. The presence of multi-establishment firms is considerable but most multi-establishment firms within a given industry are single

companies. The vast majority of intercorporate ties involve either (1) establishments operating in different industries or (2) Canadian subsidiaries of non-Canadian parent companies which do not manufacture in Canada themselves. Neither of these types of ownership ties will affect concentration at the three and four-digit level. These facts only serve to underscore the need for an alternative measure of market power arising from the industrial span of large firms.

Only six other industries appear to have moved from one range to another, but in each case this is due to the fact that Stewart chose the DBS employment estimate over his own. Included in this group are 153 Tobacco Products; 183 Cotton Yarn and Cloth; 271 Pulp and Paper Mills; 357 Abrasives; 3651 Petroleum Refining; and 378 Industrial Chemicals. It is generally recognized that concentration of employment understates concentration by sales. Actually, in four instances Stewart's 1964 estimate is closer to the 1967 estimate than is that by DBS.

Firm Size. Total assets (at book value) were chosen to measure firm size in preference to, say, sales or employment because a firm's assets best indicate its overall financial strength and productive capacity, subject of course to the vagaries of valuation. Employment is unsatisfactory since it understates the very large size of such capital intensive firms as the petroleum-refining companies. Sales figures overstate the size of those manufacturing firms attaining high sales levels through fast turnover of raw materials with modest levels of value added, such as is the case with meat packers and other food processing firms. Obviously no single measure will capture all that is meant by firm size, but total assets seemed the best single measure for the purposes at hand.

In order to take account of market power derived through industrial span, the firm size measure should employ the total size of multi-industry firms for each industry in which these firms operate. Therefore, published statistics on corporate assets by industry, such as those in *Corporation Financial Statistics*,¹⁴ will not do, and resort was made to individual corporation financial statements. Sources and procedures in the collection of these data are described shortly.

A major problem in constructing an industry average for firm size arises from the fact that in most industries the inequality of market shares among firms is rather severe. Serious distortions are created by taking simple averages for all firms. Ideally, a weighted average based on market share by sales or production would be appropriate. Without such market share information, the final measure adopted had to be a practical compromise. Firms' asset values were weighted by the number of establishments per firm in each industry. For practical reasons outlined below, only firms whose assets exceeded \$100 million were included in the calculation of the industry average. This meant that in about two-thirds of the 90 industries surveyed, the number of establishments belonging to firms with recorded assets was below the industry's establishment concentration estimate; that is, less than 80 per cent of output was contributed by firms with assets over \$100 million. In the remainder, the number fell between the average and upper limit value of Cf.

In order to remove the distorting effects of unequal market shares, the upper limit value of Cp was employed to calculate the industry average firm size.

¹⁴Canada, Dominion Bureau of Statistics. *Corporation Financial Statistics* (Annual) DBS 61-207.

Therefore, the industry average was reduced by the extent to which the number of establishments accounted for was exceeded by the upper limit value of C_p . The firm size variable finally adopted for testing purposes can be defined in the following terms:

$$FS_j = \frac{A_{ij} \cdot N_{ij}}{U_j}$$

where FS_j is average firm size in the j -th industry, A_{ij} is the total asset value of the i -th firm in the j -th industry, and U_j is the upper limit of establishment concentration used in the calculation of C_p . This definition assumes that all establishments of companies with reported assets are among those comprising U_j . Judging from the company asset data collected, this definition provides a crude but plausible measure of relative firm size between industries. A few industries will serve to indicate the range of magnitudes involved:

Industry		Average Firm Size by Assets
		(millions of dollars)
3651	Petroleum Refining	12,466
163	Rubber Tire & Tube	2,263
271	Pulp & Paper Mills	1,032
294	Iron Foundries	634
341	Cement	112
129	Bakeries	42

The final values of FS employed in the cross-sectional analysis are listed in Table XXIII. The distribution of industries among various FS ranges is indicated in Table XXVI.

TABLE XXVI
Distribution of Industries by Firm Size

FS Range	Number of Industries
Below 100 million	21
100 to 199 million	15
200 to 499 million	17
500 to 999 million	15
1,000 to 1,999 million	13
2,000 to 4,999 million	5
5,000 million and over	4
Total	90

The value of FS assigned to four industries was zero and in about a dozen other industries the value of FS was well below the minimum reporting level of 100 million. These values do not represent accurate estimates of firm size if viewed as a separate group but are valid for the 90-sample group as a whole in the sense that they indicate a relative or complete absence of "large-scale" enterprise.

The collection and assembly of company information used in generating the FS measure entailed two principal problems: incomplete disclosure of company asset

values and intercorporate ownership ties. The object was to obtain an estimate of the presence of large firms. The asset value of one hundred million dollars was chosen to delineate “large” firms from “small”. *Canadian Business* publishes an annual list of the largest industrial companies in Canada of those that make their financial position known to the public. Of the 300 companies listed for 1968, only one-third had assets above the stated minimum. However, many of the remainder of these companies and as a rule most of the “large” firms in the 90-industry sample took the form of subsidiaries of large foreign parent companies. In this context, the minimum value proved to be a realistic figure.

As a rule, private Canadian companies and non-corporate businesses do not publish financial statements, but it can be safely assumed that most, if not all, of these enterprises fall into the “small” category. Thus, specification of the minimum asset value circumvents, even if it does not solve, the problem of disclosure. In a sense, the latter becomes identical to the problem of tracing intercorporate ownership links between small and large corporations.

With large-scale enterprise, the concept of the firm in economic theory does not always correspond very well to the legal concept of the corporation. However, publication of a consolidated income statement and balance sheet represents a good empirical criterion for identifying a financial entity which corresponds more closely to the notion of the firm than does, say, the establishment concept (often equivalent to the plant in economy theory) or the subsidiary company (often an operating division of the parent). Admittedly, the degrees of decentralization of decision-making will vary from company to company and thus the identity of the “firm” will always be somewhat vague. However, in this study the largest corporation within a corporate complex was taken to be the “firm” in each instance, with one type of exception. Purely financial or non-operating companies such as trust companies were excluded.

Every effort was made to trace ownership links. The DBS publication *Inter-Corporate Ownership* (1967) (61-508) covers all corporations in Canada with sales for 1967 in excess of \$500,000 or with assets in excess of \$250,000. It reports all ownership links involving 10 per cent or more of the voting stock of companies held by others. In this study, 30 per cent ownership was taken as the minimum to evidence the subsidiaries’ identity with the parent. In application, this minimum ownership meant the exclusion of a very few ownership links identified by DBS; most of those excluded involved investment companies.

Assets for Canadian-owned companies were obtained from the usual sources, principally the corporate financial services of the *Financial Post*. For companies incorporated in the United States, Moody’s *Industrial Survey* was the basic reference. A large proportion of the American companies finally included in the 90-industry survey were among *Fortune* magazine’s annual list, “The 500 Largest U.S. Industrial Companies”, although Moody’s provided additional information on intercorporate ownership among U.S. companies where this was not indicated in the DBS publication. For European companies, *Fortune*’s annual list, “The 200 Largest Industrials Outside the U.S.”, proved to be a very useful compendium on company asset values and was supplemented by *Beerman’s Financial Year Book of*

Europe. In general, though, the disclosure rate for European companies was well below that of Canadian and American companies. Even with this limitation and with other minor loopholes in coverage of intercorporate ownership, the vast majority of large firms were identified and accounted for.

This section will conclude with a brief comparison of the two measures of market power. Expressed in logarithmic form, Cf and FS are somewhat related ($r = -0.5281$), that is, “fewness” is associated with “bigness”. This is to be expected since Cp will depend in part upon industry size and minimum efficient plant size. The distribution of industries into rather broad classes is indicated in Table XXVII.

TABLE XXVII
Firm Size and Firm Concentration

Firm Size	Firm Concentration 1967					
	1-4	4-8	8-20	20-60	60+	Total
2,000 and over	5	3	1	0	0	9
1,000 to 1,999	2	4	5	2	0	13
500 to 999	6	6	2	1	0	15
200 to 499	4	2	5	6	0	17
100 to 199	2	4	2	2	5	15
Under 100	1	2	3	4	11	21
Totals	20	21	18	15	16	90

There is a marked absence of large-scale and low-concentrated industries. The limited size of the Canadian market probably accounts for the higher incidence of small-scale high-concentrated industries. In any case, the 90-industry sample values for Cf and FS proved to be sufficiently dispersed to permit tests of these two variables as alternative causes of price insensitivity.

CROSS-SECTION REGRESSIONS – 90-INDUSTRY SAMPLE

The basic model “explained” the dependent variable, ISPI, as a simple linear function of four variables – LPD, DPR, UMC, and AHE – and a constant, K. Each of the five variables were expressed as simple ratios for varying annual time periods ranging from one to eight-year periods. This produces 36 distinct but not independent periods that might be studied. None of the variables was lagged because of the length of the minimum period involved. That is, most lagged responses should occur within the period of a year. The two market power variables, FS and Cf, were also included in the regressions to determine whether they could explain any of the variation in relative price movements not accounted for by the other four explanatory variables. Both FS and Cf were expressed in logarithmic form.

The final form of the regressions, then, looked as follows:

$$\frac{ISPI_t}{ISPI_{t-k}} = f \left[K, \frac{LPD_t}{LPD_{t-k}}, \frac{DPR_t}{DPR_{t-k}}, \frac{UMC_t}{UMC_{t-k}}, \frac{AHE_t}{AHE_{t-k}}, \ln FS, \ln Cf \right]$$

where t ranges from 1962 to 1969 and k ranges from 1 to 8.

Results of the 36 regressions are summarized in Table XXVIII. Prior to discussion of the two market power variables, attention will be turned to an assessment of the four basic variables.

TABLE XXVIII
Cross-Sectional Equations,
ISPI, 1-8 Year Ratios, 90-Industry Sample

Year Ratios	K	LPD	DPR	UMC	AHE	ln FS	ln Cf	\bar{R}^2 /S.E.E.
1962/61	0.28	-0.10	0.46	0.31	0.06	-0.001	0.000	0.327
	1.49	-2.15	3.36	5.17	0.53	-0.53	0.15	0.025
1963/62	0.02	-0.12	0.45	0.65	0.03	-0.003	-0.006	0.939
	0.13	-1.99	3.20	30.88	0.26	-2.00	-2.81	0.023
1963/62 (ex. 133)	0.25	-0.16	0.34	0.50	0.11	-0.002	-0.005	0.670
	1.42	-2.90	2.54	10.58	1.00	-1.70	-2.30	0.022
1964/63	0.64	-0.15	0.01	0.52	-0.02	0.001	0.001	0.719
	2.87	-2.79	0.06	11.10	-0.10	0.44	0.43	0.023
1964/63 (ex. 133)	0.19	-0.13	0.35	0.58	0.02	-0.000	-0.000	0.697
	0.98	-2.59	2.25	11.51	0.46	-0.18	-0.20	0.020
1965/64	-0.12	0.00	0.38	0.60	0.15	-0.003	-0.001	0.678
	-0.60	0.02	2.52	12.51	1.07	-1.28	-0.51	0.030
1966/65	0.25	-0.12	0.61	0.49	-0.18	-0.005	0.001	0.629
	1.27	-1.90	4.16	10.54	-1.51	-2.83	0.52	0.025
1967/66	0.32	-0.11	0.28	0.47	0.51	-0.000	0.002	0.547
	1.75	-2.47	2.36	9.12	0.55	-0.34	0.90	0.022
1968/67	0.43	-0.10	0.28	0.64	-0.20	-0.002	-0.002	0.660
	1.70	-1.70	1.49	12.06	-1.67	-0.94	-0.56	0.030
1969/68	0.34	-0.18	0.43	0.48	-0.03	-0.002	-0.002	0.694
	1.84	-3.39	3.02	11.83	-0.41	-1.33	-0.93	0.022
1963/61	-0.59	-0.07	0.97	0.68	0.05	-0.002	-0.005	0.844
	-1.57	-1.16	2.93	17.11	0.40	-0.80	-1.40	0.041
1963/61 (ex 133)	-0.28	-0.13	0.93	0.44	0.06	-0.001	-0.002	0.497
	-0.79	-2.28	3.18	7.47	0.55	-0.46	-0.56	0.036
1964/62	-0.10	-0.12	0.59	0.60	0.09	-0.003	-0.006	0.907
	-0.56	-2.92	4.26	25.15	0.93	-2.02	-2.67	0.024
1964/62 (ex 133)	0.02	-0.13	0.50	0.57	0.09	-0.003	-0.005	0.854
	0.09	-3.07	3.22	18.06	0.91	-1.77	-2.42	0.024
1965/63	-0.27	-0.16	0.59	0.65	0.20	-0.000	-0.001	0.706
	-0.82	-2.16	2.39	11.83	1.23	-0.05	-0.22	0.042
1966/64	-0.31	-0.04	0.79	0.67	-0.06	-0.005	0.000	0.778
	-0.99	-0.63	3.06	15.90	-0.44	-1.98	0.10	0.040
1967/65	-0.14	-0.14	0.78	0.46	0.08	-0.004	0.003	0.625
	-0.73	-2.85	4.82	8.26	0.84	-2.18	1.09	0.031
1968/66	0.42	-0.13	0.02	0.66	0.07	-0.001	0.001	0.718
	1.42	-2.71	0.06	13.77	0.57	-0.45	0.35	0.038
1969/67	-0.20	-0.12	0.63	0.63	-0.06	-0.002	-0.002	0.867
	-0.11	-2.92	4.89	21.07	-0.70	-1.24	-0.76	0.029
1964/61	-0.27	-0.10	0.82	0.56	0.05	-0.003	-0.005	0.807
	-1.06	-1.94	3.32	16.23	0.49	-1.21	-1.33	0.038

TABLE XXVIII (Cont'd)

Year Ratios	K	LPD	DPR	UMC	AHE	ln FS	ln Cf	\bar{R}^2 /S.E.E.
1965/62	-0.10 -0.40	-0.17 -3.44	0.59 3.10	0.64 13.27	0.10 0.96	-0.004 -1.51	-0.008 -2.38	0.739 0.035
1966/63	0.01 0.02	-0.20 -2.97	0.53 1.70	0.66 12.97	0.04 0.27	-0.003 -0.73	0.002 0.40	0.747 0.052
1967/64	-0.05 -0.15	-0.06 -1.08	0.55 2.11	0.62 12.36	0.00 0.01	-0.006 -1.81	0.002 0.47	0.693 0.049
1968/65	-0.02 -0.05	-0.17 -3.21	0.51 1.65	0.58 10.06	0.13 1.20	-0.004 -1.29	0.004 0.98	0.642 0.046
1969/66	0.23 0.83	-0.15 -3.85	0.25 1.19	0.64 19.18	0.07 0.72	-0.002 -0.78	-0.000 -0.03	0.855 0.038
1965/61	-0.43 -1.64	-0.12 -2.65	0.95 3.98	0.57 12.61	0.08 0.87	-0.003 -1.08	-0.006 -1.44	0.737 0.041
1966/62	0.87 2.23	-0.23 -4.78	-0.05 -0.14	0.62 11.99	-0.09 -0.80	-0.007 -2.14	-0.005 -1.05	0.751 0.044
1967/63	-0.15 -0.31	-0.18 -2.78	0.60 1.45	0.66 12.36	0.09 0.75	-0.003 -0.79	0.004 0.72	0.721 0.057
1968/64	0.02 0.05	-0.12 -2.27	0.48 1.42	0.62 12.40	0.06 0.53	-0.006 -1.58	0.003 0.58	0.702 0.057
1969/65	-0.54 -1.40	-0.21 -4.94	0.89 2.69	0.62 15.59	0.24 2.68	-0.003 -0.93	0.003 0.76	0.816 0.045
1966/61	-0.15 -0.43	-0.15 -3.17	0.76 2.29	0.59 11.34	0.05 0.49	-0.006 -1.61	-0.005 -0.91	0.699 0.055
1967/62	0.66 2.17	-0.21 -4.23	0.10 0.42	0.60 10.67	-0.03 -0.26	-0.007 -2.05	-0.003 -0.57	0.715 0.051
1968/63	0.01 0.03	-0.22 -4.12	0.48 1.18	0.65 13.63	0.12 1.56	-0.002 -0.55	0.005 0.86	0.780 0.059
1969/64	-0.08 -0.21	-0.17 -3.40	0.51 1.93	0.61 14.03	0.16 1.44	-0.005 -1.16	0.003 0.50	0.775 0.061
1967/61	-0.77 -1.79	-0.13 -2.81	1.32 3.23	0.57 9.57	0.09 0.95	-0.006 -1.54	-0.002 -0.39	0.695 0.059
1968/62	0.82 2.08	-0.23 -5.24	-0.04 -0.12	0.64 13.15	-0.02 -0.24	-0.006 -1.50	-0.003 -0.58	0.791 0.058
1969/63	-0.33 -0.77	-0.25 -4.88	0.79 2.33	0.61 15.26	0.19 1.90	-0.001 -0.20	0.004 0.71	0.820 0.065
1968/61	-0.37 -0.72	-0.14 -3.15	0.91 1.79	0.68 13.65	0.04 0.43	-0.007 -1.56	-0.004 -0.63	0.764 0.070
1969/62	0.31 0.78	-0.27 -6.58	0.33 1.02	0.60 15.73	0.14 1.57	-0.005 -1.06	-0.005 -0.93	0.853 0.062
1969/61	-0.40 -1.02	-0.18 -4.65	0.78 2.21	0.65 17.82	0.20 2.35	-0.005 -0.94	-0.005 -0.80	0.848 0.071

Notes to Table XXVIII: Regression coefficients, with t-statistics beneath, are listed under each of the six variables and the constant, K. The four variables LPD, DPR, UMC, and AHE are defined in section 2. \bar{R}^2 is the coefficient of multiple determination, corrected for the degrees of freedom, and S.E.E. is the standard error of estimate of the dependent variable, ISPI, by the regression as a whole. ln is the logarithmic operator for the two market power variables, firm size (FS) and firm concentration (Cf). Except where the exclusion of industry 133 Sugar Refineries has been indicated, the number of observations in each instance is 90.

Since the dependent variable occurs in both LPD and UMC, it is to be expected that the t-statistics associated with these two variables and the \bar{R}^2 of the regressions will be inflated somewhat. But, as long as the biases inherent in the model from this source are not systematically related to either FS or Cf, the model should provide an unbiased testing procedure for the relationship between market power and price sensitivity.¹⁵

The t-statistics for UMC are consistently high and the regression coefficient of UMC lies fairly consistently in the range 0.4 to 0.65, indicating roughly its proportion of price. While this variable is statistically strong, it is also analytically rather weak in that it combines the effects of material factor costs and productivity. The high t-statistic indicates that raw materials purchases are a rather stable fraction of the value of shipments and little more. The unusually high t-statistics for the year ratios 1963/62, 1964/63, 1963/61 and 1964/62 are due to a statistical fluke: industry 133, Sugar Refineries, experienced an unusually high increase in price during 1963 and 1964 due to a large increase in the cost of imported raw sugar. Exclusion of industry 133 from regressions for those years results in estimates more in line with other years. Results of these supplementary regressions are included in Table XXVIII for comparison.

The productivity variable, LPD, is quite consistently significant and of the proper sign. LPD improves markedly over longer time periods. This is to be expected since LPD combines the effects of short-run fluctuations in demand and capacity utilization and the long-run variations in rates of technological progress. The latter aspect would seem to be predominant for periods as long as seven or eight years.

Judged by its sign and associated t-statistic, the demand pressure variable seems to perform very well over short time periods. However, DPR is still relatively strong over longer periods. This might indicate a biased relationship with respect to price or it might simply indicate that technological trends in the desired inventory/sales ratio are far less significant than is commonly thought and that the response of capacity (through capital investment) to demand occurs very slowly.

The correlation coefficients between ISPI, DPR, LPD and UMC offer very ambiguous evidence as to the existence and nature of a bias produced by the use of ISPI in calculating DPR or of other connections in the data. Certainly, any bias that exists is not direct, since the correlation coefficient for DPR and ISPI is neither consistently significant nor of the correct sign. On the other hand, the correlations between DPR, UMC and LPD frequently suggest that increasing returns to scale have been positively associated with demand pressure. At any rate, the correlation coefficients in these cases rarely exceed 0.40 and would not seem to indicate that multi-collinearity is a problem.

Finally, the wage series, AHE, performed very poorly, often with the wrong sign. Even over long periods, AHE is only sporadically significant. It is very unlikely that biases between ISPI and other variables weaken AHE's explanatory power since the correlations between ISPI and AHE are almost without exception below 0.20, insignificant at the five per cent level.¹⁶ Three possible conclusions arise here: (1)

¹⁵Weiss appealed to a similar logic in his cross-sectional study cited above in footnote 6.

¹⁶That is to say, an r below 0.21 is insufficient to produce a significant regression coefficient (with 90 observations) for the variable in question when ISPI is regressed on it alone.

AHE is not significant since it represents only a varying fraction of total employment from industry to industry; (2) census wages series are seriously inadequate measures of labor input and total earnings relative to the firm's decision-making bench-marks for the "wage rate" in their price equation; or (3) at the three and four-digit level of disaggregation for manufacturing, price is not sensitive to the wage rate in view of the relatively small fraction of total revenue that production wages account for.

To test the first of these propositions, two additional sets of regressions were run. In the first, AOW was added to the basic equation as a second wage variable to complement AHE. In the second, AHE was replaced by AWS as a single wage variable in the basic equation. Results of these regressions for one, seven and eight-year periods are summarized in Tables XXIX and XXX. It is readily apparent that the addition of AOW does not improve the explanatory power of AHE and that neither AOW nor AWS proved to be any better. The first proposition would, then, not seem to hold.

TABLE XXIX
Cross-Sectional Equations, ISPI, 1, 7, and 8-Year Ratios, 90 Industries

Year Ratios	K	LPD	DPR	UMC	AWS	ln FS	ln Cf	\bar{R}^2 /S.E.E.
1962/61	0.30 1.73	-0.10 -2.11	0.48 3.45	0.31 5.16	0.03 0.41	-0.001 0.57	0.000 0.02	0.326 0.025
1963/62	0.02 0.14	-0.12 -1.99	0.46 3.18	0.65 31.30	0.02 0.34	-0.003 -2.01	-0.006 -2.81	0.939 0.023
1963/62 (ex. 133)	0.31 1.74	-0.15 -2.71	0.36 2.55	0.51 11.13	0.02 0.39	-0.002 -1.63	-0.005 -2.17	0.666 0.022
1964/63	0.64 3.37	-0.15 -2.76	0.01 0.04	0.52 11.16	-0.01 -0.11	0.001 0.49	0.001 0.44	0.719 0.023
1965/64	0.01 0.05	0.01 0.19	0.40 2.73	0.61 12.68	-0.02 -0.27	-0.002 -1.09	-0.001 -0.32	0.673 0.030
1966/65	0.04 0.26	-0.15 -2.39	0.59 3.94	0.46 9.90	0.08 1.05	-0.004 -2.61	0.001 0.29	0.624 0.025
1967/66	0.42 2.75	-0.10 -2.31	0.26 2.22	0.48 9.48	-0.04 -0.81	-0.001 -0.43	0.002 0.75	0.549 0.022
1968/67	0.27 1.19	-0.12 -1.99	0.30 1.58	0.64 11.91	-0.06 -1.07	-0.001 -0.72	-0.001 -0.25	0.653 0.031
1969/68	0.46 2.50	-0.17 -3.28	0.40 2.90	0.49 12.41	-0.14 -2.22	-0.001 -0.58	-0.001 -0.43	0.711 0.021
1969/62	0.51 1.38	-0.27 -6.45	0.29 0.89	0.60 15.87	0.04 1.14	-0.008 -1.74	-0.006 -1.01	0.851 0.062
1968/61	-0.23 -0.46	-0.16 -3.64	0.77 1.55	0.68 14.09	0.06 1.92	-0.009 -1.95	-0.007 -1.01	0.774 0.069
1969/61	-0.22 -0.59	-0.17 -4.55	0.83 2.34	0.66 18.07	0.06 2.18	-0.010 -1.97	-0.008 -1.19	0.847 0.071

Note to Table XXIX: All terms other than AWS, defined in section 2, are the same as those in Table XXVIII.

TABLE XXX
Cross-Sectional Equations,
ISPI, 1, 7, and 8-Year Ratios, 90 Industries

Year Ratios	K	AOW	LPD	DPR	UMC	AHE	ln FS	ln Cf	\bar{R}^2 /S.E.E.
1962/61	0.24 1.25	0.05 0.96	-0.10 -2.25	0.47 3.38	0.31 5.17	0.05 0.45	-0.001 -0.42	0.000 0.20	0.326 0.025
1963/62	0.02 0.10	0.00 0.07	-0.12 -1.72	0.46 3.07	0.65 29.47	0.03 0.27	-0.003 -1.94	-0.006 -2.78	0.938 0.023
1963/62 (ex. 133)	0.22 1.19	0.02 0.52	-0.18 -2.70	0.36 2.58	0.49 10.14	0.12 1.10	-0.002 -1.55	-0.005 -2.33	0.667 0.022
1964/63	0.57 2.38	0.04 0.87	-0.16 -0.89	0.04 0.27	0.51 10.94	-0.00 -0.00	0.001 0.51	0.001 0.41	0.718 0.023
1965/64	-0.17 -0.84	0.07 0.81	-0.01 -0.19	0.38 2.56	0.61 12.50	0.15 1.06	-0.003 -1.37	-0.002 -0.62	0.676 0.030
1966/65	0.25 1.29	-0.01 -0.23	-0.12 -1.84	0.62 4.09	0.49 10.37	-0.18 -1.49	-0.005 -2.78	0.001 0.54	0.624 0.025
1967/66	0.32 1.74	-0.00 -0.04	-0.11 -2.39	0.28 2.32	0.47 9.04	0.05 0.54	-0.000 -0.34	0.002 0.89	0.541 0.022
1968/67	0.32 1.27	0.23 2.60	-0.09 -1.58	0.27 1.45	0.63 12.35	-0.31 -2.51	-0.002 -1.23	-0.001 -0.41	0.682 0.029
1969/68	0.33 1.78	-0.03 -0.43	-0.18 -3.18	0.45 2.98	0.48 11.74	-0.02 -0.23	-0.002 -1.09	-0.002 -0.74	0.692 0.022
1968/61	-0.38 -0.76	0.13 2.37	-0.17 -3.79	0.81 1.64	0.65 12.84	0.02 0.21	-0.004 -0.76	-0.003 -0.45	0.777 0.069
1969/62	0.34 0.85	0.04 0.75	-0.28 -0.55	0.30 0.89	0.59 14.97	0.12 1.23	-0.004 -0.99	-0.006 -0.97	0.853 0.062
1969/61	-0.37 -0.94	0.08 1.30	-0.19 -4.85	0.70 1.94	0.64 16.40	0.18 2.09	-0.004 -0.72	-0.006 -0.89	0.850 0.071

Note to Table XXX: All terms other than AWS, defined in section 2, are the same as those in Table XXVIII.

The issues posed by choice between the second and third propositions are far-reaching and could not be evaluated further during the course of work for this paper. Regrettably, then, this paper will remain equivocal about the sensitivity of prices to wages. Given the flows of the census wage series outlined briefly in Section 2, the presumption must rest in favor of the second proposition.¹⁷

The inclusion of the two market power variables in the basic equation serves to test whether either of these variables bears a cyclical relationship to price. Since both the ISPI and census data refer to calendar years, the relevant time periods for comparison with quarterly time series are from mid-year to mid-year. In general, the period from 1961 to 1969 is one of fairly steady expansion, beginning shortly after the upturn in the first quarter of 1961 and concluding just before or with the downturn of mid-1969. However, three periods during this time are of some interest: the slackening of activity during 1962-63, the quickening pace of 1965-66,

¹⁷One alternative to improve the model would have been to replace LPD and AHE with a unit cost variable such as $ULC = PW/QS$, but this procedure was not adopted since any explanatory power offered by ULC would arise largely from the effect of LPD implicit in ULC.

and the short but marked setback in the first half of 1967.¹⁸ If these events are indicative of demand fluctuations, then the sequence of events from 1961 to 1969 are mirrored fairly well by the sensitivity of price to demand pressure for the 90-industry sample as measured by the regression coefficient for DPR (again excluding the distorting effects of industry 133).

According to the assumption of price rigidity, we should expect FS and Cf to have a counter-cyclical effect on relative price movements. Applying a one-tailed t-test, both variables are significant at the five per cent level for two of the three unusual periods mentioned earlier, but each was significant in one instance only: ln Cf in 1962-63 and ln FS in 1965-66. The t-statistics for both were inflated somewhat in 1962-63 by the presence of industry 133, Sugar Refineries which is both a small-scale and a highly-concentrated industry; but, whereas ln Cf is significant without industry 133, the t-statistic for ln FS fell to -1.70 when this industry was excluded. Apparently the setback of 1967 was of too short a duration to elicit any response similar to 1962-63.

In both cases, the behavior of prices for firms with market power was counter-cyclical; but, judging from these two instances alone, it would seem that the prices of oligopolies are rigid downwards during periods of slackening demand whereas prices of large firms are slow to respond to the onset of high demand pressure.

The question might arise: are these true indications of price rigidity or are they merely indicative of the economic constraints peculiar to industries of these market structures? To answer this question, two types of evidence will be cited, correlation coefficients between ln Cf and ln FS and the other five variables, and cross-sectional analysis of margins over operating costs (MOC). The latter can be defined crudely from census data as $[VS/(RM+SW)] - 1$, which is equivalent to $(ISPI/UOC) - 1$ where UOC is a unit operating cost index, $(RM+SW)/QS$. Actually the sum $(RM+SW)$ excludes a number of small operating costs, principally returns to labor (services) not included in SW.

MOC will fluctuate mainly with respect to DPR (which will also affect unit costs through capacity utilization and productivity) but also with respect to prices of inputs included in operating costs through their effect on unit costs, UOC. Without an index for input prices, UOC was included in the mark-up regressions along with DPR at the cost of some multicollinearity. ln Cf and ln FS were tested separately for the eight one-year periods; results of these regressions are summarized in Table XXXI.

In the case of firm size, these results confirm that 1965-66 was the only period during which operating margins of large firms increased significantly less than those of small firms. Moreover, Table XXXII shows that firm size was directly correlated (significantly at the five per cent level) to relative price movements and that neither LPD, UMC or DPR were peculiar with respect to large firm size that year. (The fact that small firms experienced larger wage increases during that year does not account for their relatively higher price increases since AHE has no significant net effect on

¹⁸These impressionistic observations are based on the loglinear trend of Real Domestic Product, seasonally adjusted, for the period 1956-1969.

TABLE XXXI
Cross-Sectional Equations,
Margins on Operating Costs, 90 Industries*

(a) Firm Size					
Year Ratios	K	DPR	UOC	ln FS	\bar{R}^2 /S.E.E.
1962/61	1.17 6.70	0.43 2.87	-0.59 -8.83	-0.001 -0.53	0.513 0.026
1963/62	0.59 3.29	0.55 3.30	-0.12 -5.42	-0.001 -0.61	0.408 0.024
1963/62 (ex. 133)	0.97 5.14	0.37 2.33	-0.32 -6.09	-0.001 -0.84	0.412 0.022
1964/63	1.07 7.00	0.20 1.56	-0.26 -6.02	0.000 0.43	0.407 0.019
1964/63 (ex. 133)	0.93 5.92	0.36 2.57	-0.29 -6.61	0.000 0.05	0.421 0.019
1965/64	0.83 5.69	0.53 4.34	-0.36 -8.10	-0.000 -0.31	0.582 0.027
1966/65	0.90 5.61	0.51 3.71	-0.38 -7.36	-0.004 -2.91	0.487 0.025
1967/66	1.18 8.86	0.26 2.39	-0.42 -8.51	-0.001 -0.55	0.520 0.020
1968/67	0.86 3.88	0.36 1.84	-0.20 -3.00	-0.001 -0.50	0.136 0.031
1969/68	0.88 5.59	0.44 3.34	-0.31 -6.95	-0.001 -0.50	0.511 0.021
(b) Firm Concentration					
1962/61	1.15 6.73	0.44 2.92	-0.59 -8.86	0.000 0.15	0.512 0.026
1963/62	0.59 3.39	0.56 3.42	-0.12 -5.55	-0.004 -2.01	0.432 0.023
1963/62 (ex. 133)	0.93 4.99	0.39 2.50	-0.31 -5.72	0.002 -1.30	0.419 0.022
1964/63	1.06 6.96	0.20 1.60	-0.26 -6.03	0.000 0.27	0.407 0.020
1964/63 (ex. 133)	0.93 5.92	0.36 2.61	-0.29 -6.63	0.000 0.17	0.421 0.019
1965/64	0.82 5.68	0.54 4.41	-0.35 -8.02	-0.001 -0.35	0.583 0.027
1966/65	0.83 5.09	0.53 3.67	-0.36 -6.80	0.003 1.55	0.451 0.025
1967/66	1.16 8.72	0.26 2.46	-0.42 -8.50	0.002 1.07	0.525 0.020
1968/67	0.86 3.90	0.35 1.80	-0.20 -3.00	0.001 0.34	0.135 0.031
1969/68	0.86 5.63	0.45 3.51	-0.30 -6.90	-0.002 -1.15	0.517 0.020

*For explanation of symbols, see Table XXVIII. Margins on operating costs and UOC are defined in section 4.

TABLE XXXII
Correlation of Firm Size and Concentration with ISPI,
DPR, LPD, UMC and AHE, 1 and 8-Year Periods, 90 Industries*

Year Ratios	(a) Firm Size (ln FS)				
	LPD	DPR	UMC	AHE	ISPI
1962/61	0.1305	-0.1272	-0.1158	0.0648	-0.1814
1963/62 (ex. 133)	0.2022	0.0075	-0.0373	0.0585	0.0987
1964/63 (ex. 133)	0.2025	0.1608	-0.0806	0.0646	-0.0793
1965/64	0.2550	-0.0899	0.0709	0.0445	-0.0299
1966/65	0.0379	-0.0457	-0.1293	-0.3717	-0.3216
1967/66	-0.0463	0.0476	-0.0327	0.0611	-0.0729
1968/67	0.2517	0.0972	-0.0161	-0.0487	-0.0771
1969/68	0.0378	-0.0612	-0.1736	-0.1409	-0.2181
1969/61	0.3298	-0.0991	-0.1473	-0.2594	-0.2607

Year Ratios	(b) Firm Concentration (ln Cf)				
	LPD	DPR	UMC	AHE	ISPI
1962/61	0.0332	0.0765	0.0233	-0.1356	0.0664
1963/62 (ex. 133)	-0.2274	-0.0547	0.1840	0.1324	0.0851
1964/63 (ex. 133)	-0.1520	-0.0438	0.0600	0.0979	0.0633
1965/64	-0.0602	0.0236	0.0640	0.1214	0.0838
1966/65	0.0567	0.0826	0.0031	0.2339	0.1530
1967/66	0.1526	-0.0738	0.0264	-0.0833	0.0652
1968/67	-0.1071	-0.0189	0.1308	-0.1183	0.1241
1969/68	-0.1264	-0.0177	0.0465	0.1398	0.0418
1969/61	-0.1001	0.0007	0.1592	0.2026	0.1602

*For the definitions of symbols, see section 2. As a measure of direct relationship, the correlation coefficient is significant (with 90 observations, two variables) at the five per cent level at 0.2050.

ISPI nor is it significantly related directly to ISPI ($r = 0.0793$) for that period. This evidence, then, supports the price rigidity assumption.

In the case of concentration, the evidence is somewhat more ambiguous. When industry 133 is included, ln Cf is just significant in the explanation of margins on operating costs for 1962-63 and for no other period. But without industry 133, the t-statistic for ln Cf drops to -1.30. The significance of ln Cf should be much stronger than in the case for firm size correlation coefficients show that concentrated industries fared relatively better than competitive industries with unit material costs and productivity during 1962-63. It might well be that both census

data and cross-substitution relationships were affected by the devaluation of the Canadian dollar.

The object of this section has been to present some evidence of the association of price rigidity to market power through the pattern of cyclical responsiveness of price that is peculiar to industries with either large firm size or high concentration. It is during periods of marked cyclical fluctuation that price rigidity should become most apparent. While the period under examination offers very little in the way of sustained cyclical fluctuation for the economy as a whole, what evidence it does provide suggests that prices of large firms are "rigid" to the extent that they are slower to respond to demand pressure whereas prices of oligopolies are "rigid" downwards during a period of slackening demand.

However, this evidence does not fully support the market power hypothesis as outlined in Section 1 since it does not indicate whether price rigidity is a phenomenon contributing to inflation quite independent of other cyclical causes of inflation. In the case of firm size, it suggests instead that this source of market power acts as a depressant on prices both over the long haul (according to the correlation of price with $\ln FS$ for 1961-69) and during markedly inflationary episodes.

The market power hypothesis is subjected to a stronger test in the following section where attention is directed from concern with cyclical patterns of response to comparative sensitivity of price to market conditions within different groups of industries. This latter type of methodology is more in keeping with the view that market power belongs in structural rather cyclical theories of inflation.

CROSS-SECTIONAL ANALYSIS OF 30-INDUSTRY SAMPLES

Four samples of 30 industries each were drawn from the initial sample, in order to assess the sensitivity of price to market conditions in relation to market power. Two consisted of the upper and lower third of the 90 industries ranked by their respective FS values; the other two samples were similarly chosen by their C_f rank. The composition of these four samples is indicated in Table XXXIII. The four samples are referred to hereafter by the letters L, S, F, and M to indicate respectively "large", "small", "few", and "many".

In view of the degree of correlation between $\ln FS$ and $\ln C_f$ one would expect that the L and F samples would be similar as would be the S and M samples. Of the 60 industries comprising the L and S samples, 40 are also in the F and M samples. However, six of these reversed positions with respect to market power if this is taken as being represented by largeness or fewness, leaving only 34 of 60 industries which were either both the L and F samples or in both the S and M samples. This degree of differentiation should provide the basis for a valid test of the significance of FS and C_f as alternative measures.

Sample selection was based on outer third ranges rather than upper and lower halves in order to rule out as much as possible the inclusion of industries in the wrong samples through small estimating errors for C_f or FS . Regressions for ISPI run for each sample for one to eight-year periods took the same form as those in Table XXV (a constant and four variables: LPD , DPR , UMC and AHE) with the exception that the two market power variables were dropped from the equation.

TABLE XXXIII
L, S, F and M Industry Groups

Large Firm Size (L Group)		High Concentration (F Group)	
		FS 1967	Cf 1967
3651	Petroleum Refineries	12466	125
3652	Lubricating Oils	7000	153
323	Motor Vehicles	5686	135
378	Industrial Chemicals	5223	345
334	Radio, Television	3068	145
373	Plastics	3057	296
296	Aluminum Rolling	2353	3652
163	Rubber Tire	2263	3651
332	Major Appliances	2096	272
339	Misc. Electrical	1752	133
338	Electric Wire & Cable	1654	124
372	Mixed Fertilizers	1488	376
376	Soap	1472	292
336	Electrical Industrial	1455	107
2733	Paper Bag	1435	143
153	Tobacco Products	1399	161
291	Iron & Steel Mills	1371	163
375	Paint & Varnish	1305	297
325	M. V. Parts	1289	323
295	Smelting & Refining	1274	357
201	Synthetic Textiles	1067	341
271	Pulp & Paper Mills	1032	343
331	Small Elec. Appliances	983	337
2732	Corrugated Box	929	372
292	Steel Pipe & Tube	928	183
272	Asphalt Roofing	870	338
298	Other Metal Rolling	834	172
107	Process Cheese	790	295
311	Agricultural Implements	772	311
219	Linoleum & Coated Fabrics	702	291
	Breakfast Cereals		
	Tobacco Products		
	Vegetable Oil Mills		
	Gypsum Products		
	Breweries		
	Aluminum Rolling		
	Lubricating Oils		
	Petroleum Refineries		
	Asphalt Roofing		
	Sugar Refineries		
	Flour Mills		
	Soap		
	Steel Pipe & Tube		
	Process Cheese		
	Distilleries		
	Rubber Footwear		
	Rubber Tire		
	Copper Rolling		
	Motor Vehicles		
	Abrasives		
	Cement		
	Lime		
	Batteries		
	Mixed Fertilizers		
	Cotton Yarn & Cloth		
	Electric Wire & Cable		
	Leather Tanneries		
	Smelting & Refining		
	Agricultural Implements		
	Iron & Steel Mills		

Small Firm Size (S Group)		Low Concentration (M Group)		Cf 1967	
FS 1967					
2511	Shingle Mills	188	294	Iron Foundries	22.5
3512	Clay Products (Imp.)	163	3511	Clay Products (Dom.)	24.3
348	Ready-Mix Concrete	159	256	Wooden Box Factories	25.8
112	Fr. & Veg. Canners	158	2731	Folding, Set-up Box	26.7
3561	Glass Manufacturers	157	374	Pharmaceuticals	28.3
357	Abrasives	153	305	Wire & Wire Products	31.0
2513	Sawmills	141	307	Heating Equipment	31.5
124	Flour Mills	141	103	Poultry Processors	32.6
231	Hosiery Mills	135	339	Misc. Electrical	32.7
101	Meat Processors	125	247	Hat & Cap	38.3
341	Cement	112	101	Meat Processors	40.1
105	Dairy Factories	88	1392	Misc. Food Processors	41.7
133	Sugar Refineries	86	112	Fr. & Veg. Canners	42.2
3511	Clay Products (Dom.)	78	274	Misc. Paper Converters	43.2
103	Poultry Processors	75	231	Hosiery Mills	63.6
239	Other Knitting Mills	66	141	Soft Drinks	69.8
193	Wool Yarn Mills	60	239	Other Knitting Mills	71.4
111	Fish Products	56	174	Leather Shoe Factories	72.0
174	Leather Shoe Factories	49	348	Ready-mix Concrete	72.6
123	Feed Manufacturers	48	111	Fish Products	77.2
2431	Men's Clothing Factories	43	306	Hardware, Tool, Cutlery	105.3
129	Bakeries	42	266	Other Furniture	113.6
256	Wooden Box Factories	28	347	Concrete Products	117.6
347	Concrete Products	20	2431	Men's Clothing Factories	161.5
223	Cotton & Jute Bag	16	2541	Sash, Door Millwork	187.1
172	Leather Tanneries	14	261	Household Furniture	251.7
197	Wool Cloth Mills	13	2513	Sawmills	259.8
261	Household Furniture	9	129	Bakeries	271.8
2541	Sash, Door Millwork	0	105	Dairy Factories	286.6
266	Other Furniture	0	123	Feed Manufacturers	383.4

While the choice of 30-industry samples provided a stronger test of market power than 45-industry samples (by avoiding all but gross estimating errors in FS and Cf and by comparing industry samples with more widely differing degrees of market power), this choice also reduced the number of degrees of freedom per sample to 25. As a result, the t-statistics for the estimated regression coefficients were far less consistently significant than were those for the initial sample. However, of the 144 regressions run for the four 30-industry samples, only eight yielded \bar{R}^2 's which, according to the F-test, are not significant at the five per cent level. Five are from the L sample, two from the F, and one from the M sample. The \bar{R}^2 's are listed in Table XXXIV.

TABLE XXXIV
 \bar{R}^2 (Corrected for Degrees of Freedom), 1-8 Year Ratios,
for L, S, F and M Samples, 30 Industries per Sample.*

		TO	1969	1968	1967	1966	1965	1964	1963	1962
FOR										
1 Year	L		0.522	0.494	0.360	0.615	0.000	0.742	0.047	0.252
	S		0.811	0.803	0.751	0.767	0.928	0.651	0.966	0.561
	F		0.818	0.289	0.591	0.649	0.749	0.694	0.971	0.266
	M		0.603	0.522	0.659	0.542	0.505	0.734	0.765	0.087
2 Years	L		0.636	0.688	0.583	0.468	0.639	0.619	0.347	
	S		0.930	0.844	0.676	0.919	0.806	0.961	0.929	
	F		0.827	0.596	0.602	0.847	0.819	0.919	0.921	
	M		0.784	0.671	0.549	0.656	0.548	0.903	0.509	
3 Years	L		0.631	0.727	0.237	0.795	0.707	0.506		
	S		0.944	0.578	0.899	0.846	0.867	0.943		
	F		0.765	0.675	0.750	0.809	0.649	0.771		
	M		0.773	0.671	0.596	0.541	0.840	0.680		
4 Years	L		0.773	0.389	0.597	0.809	0.829			
	S		0.876	0.846	0.863	0.740	0.880			
	F		0.751	0.726	0.773	0.771	0.596			
	M		0.805	0.700	0.642	0.807	0.588			
5 Years	L		0.469	0.678	0.688	0.760				
	S		0.920	0.872	0.823	0.775				
	F		0.688	0.748	0.693	0.684				
	M		0.884	0.723	0.765	0.617				
6 Years	L		0.757	0.742	0.698					
	S		0.914	0.897	0.812					
	F		0.732	0.705	0.695					
	M		0.860	0.758	0.619					
7 Years	L		0.756	0.776						
	S		0.949	0.856						
	F		0.750	0.689						
	M		0.841	0.616						
8 Years	L		0.833							
	S		0.942							
	F		0.689							
	M		0.740							

*These \bar{R}^2 's apply to regressions with ISPI as the dependent variable, a constant K, and four variables LPD, DPR, UMC and AHE. All variables are year ratios, all regressions were in linear form.

Applying the F-test as a measure of significance for the regression as a whole ($N = 30$, $k = 5$), an \bar{R}^2 of 0.360 or greater is significant at the five per cent level.

TABLE XXXV
Analysis of Variance and Dummy Regression Results,
1 Year Periods, 30-Industry Samples.*

Statistics Tested (Cross-Sectional Results)	Test Statistics	Sample Pairs and Dummy Values			
		L-S L=3,S=2	F-M F=3,M=2	L-F L=3,F=2	S-M S=3,M=2
\bar{R}^2	F	14.62	0.44	3.82	6.66
	B	-0.40	0.08	-0.25	0.23
	t	-3.82	0.67	-1.95	2.58
Standard Error of Estimate	F	0.56	12.14	1.83	7.02
	B	-0.25	0.80	-0.46	0.59
	t	-0.75	3.48	-1.35	2.65
Total Variance of Dependent Variable (ISPI)	F	3.24	2.24	2.27	3.21
	B	-0.47	0.38	-0.39	0.47
	t	-1.80	1.50	-1.51	1.79
Explained Variance of Dependent Variable (ISPI)	F	3.19	1.82	2.04	2.91
	B	-0.46	0.35	-0.37	0.44
	t	-1.79	1.35	-1.43	1.71
Standard Deviation	F	6.86	4.03	4.18	6.67
	B	-0.53	2.85	-2.91	3.57
	t	-2.62	2.01	-2.04	2.58
LPD regression coefficient	F	2.95	3.76	0.00	0.13
	B	-0.53	-0.67	0.01	-0.12
	t	-1.72	-1.94	0.04	-0.36
DPR " "	F	4.41	0.33	2.16	0.42
	B	-0.47	-0.09	-0.22	0.15
	t	-2.10	-0.57	-1.47	0.65
UMC " "	F	8.96	0.54	1.90	2.55
	B	-2.42	-0.50	-1.22	0.71
	t	-2.99	-0.74	-1.38	1.23
AHE " "	F	0.00	0.02	0.06	0.05
	B	0.05	0.10	0.20	0.26
	t	0.04	0.13	0.25	0.22
LPD t-statistic	F	0.00	0.21	0.04	0.77
	B	0.01	-0.19	-0.08	-0.28
	t	0.04	-0.46	-0.20	-0.87
DPR " "	F	3.03	0.00	1.29	1.00
	B	-1.29	0.03	-0.63	0.69
	t	-1.74	0.06	-1.14	1.02
UMC " "	F	6.51	0.34	1.51	3.43
	B	-3.91	0.60	-2.12	2.40
	t	-2.55	0.58	-1.60	1.85
AHE " "	F	0.00	0.20	0.67	0.15
	B	0.00	-0.19	0.41	0.21
	t	0.01	-0.44	0.82	0.39

*"Statistics tested" refers to the cross-sectional regressions described above. F is the Fisher statistic for a one factor analysis of variance test for the two sets of values for each pair of samples. An F value equal to or greater than 4.60 is significant at the five per cent level of confidence.

B and t are the regression coefficient and t-statistic of the dummy variable for the dummy regressions described above, where the values of the dummy variable are 3 and 2 for each pair of samples as indicated.

Several statistics from the results of regressions for each sample were subjected to two complementary tests to determine whether the samples produced significantly different results and in which direction these differences ran. The tests were applied to four pairs of samples: LS and FM were checked to determine whether either or both sources of market power affected price sensitivity while LF and SM were tested to determine whether the relative presence or absence of one mattered more than the other source of power.

The first test was a one-factor analysis of variance test. The second test employed a dummy variable: a weight of 3 was assigned to each statistic of one sample for each pair, and a weight of 2 was assigned to the statistics of the other sample of each pair. The values assigned to each sample are indicated in Tables XXXV and XXXVI. The sets of statistics for each pair of samples were then regressed together on the dummy variable and a constant. Results of these two tests, in the form of the dummy regression coefficient, its t-statistic, and the F-statistic from the analyses of variance, are set out in Tables XXXV and XXXVI. The tests were applied both to one year-periods alone and to five to eight-year periods in order to compare price sensitivity over relatively short and long time periods.

The tests were applied to the regression coefficients and t-statistics of the four basic variables (LPD, DPR, UMC, and AHE) from the original 30-industry cross-sectional price regressions as well as to five other statistics: the \bar{R}^2 's and standard errors of estimate (SEE) of these same regressions and to the standard deviation (SD), explained variance (EXP) and total variance (VAR) of the dependent variable, ISPI.

The results for the two principal measures of goodness of fit of the price regressions, \bar{R}^2 and SEE, provide rather ambiguous and tenuous confirmation of the market power hypothesis. The hypothesis is confirmed for the \bar{R}^2 with the firm size samples in both the long and short run in that the regression coefficient was significantly negative indicating that \bar{R}^2 is smaller for the large-firm sample than for the small. This hypothesis is taken to be that market power leads to less sensitivity to market conditions which would be indicated by lower values of \bar{R}^2 or higher values of SEE but is confirmed in neither instance with the concentration samples. In fact, in the short run, the dummy regression resulted in a sign contrary to the test hypothesis.

With SEE the results are almost the exact reverse in that the concentration samples confirm the hypothesis in both instances whereas the firm size sample pair produces a negative sign in the short run. The only difference from the former test is that in the long run the firm size samples strongly support the market power hypothesis.

The apparent anomalies in the short-run tests might well be accounted for by the peculiar characteristics of total variance (VAR) in the dependent variable, ISPI. Both the \bar{R}^2 's and SEE's of the original 30-industry price regressions were regressed on VAR and a constant for each sample alone and for all sample results together as well as for different time period combinations. The results of these regressions are summarized in Table XXXVII. On the whole, it would seem that SEE and \bar{R}^2 are sensitive to VAR not so much within a single sample and for a given time period (such as the eight one-year periods) but rather to differences in sample price

TABLE XXXVI

Analysis of Variance and Dummy Regression Results,
5-8 Year Periods, 30-Industry Samples.

Statistics Tested (Cross-Sectional Results)			Test Statistics	Sample Pairs and Dummy Values			
				L-S L=3,S=2	F-M F=3,M=2	L-F L=3,F=2	S-M S=3,M=2
\bar{R}^2			F	19.64	1.13	0.07	13.11
			B	-0.16	-0.04	0.01	0.13
			t	-4.43	-1.06	0.26	3.62
Standard Error of Estimate			F	18.67	48.85	4.38	0.47
			B	1.60	2.62	-0.66	0.30
			t	4.32	6.99	-2.09	0.69
Total Variance of Dependent Variable (ISPI)			F	3.16	22.04	0.84	10.82
			B	-0.82	0.85	-0.19	1.47
			t	-1.78	4.69	-0.92	3.29
Explained Variance of Dependent Variable (ISPI)			F	5.04	14.17	0.30	11.45
			B	-0.98	0.56	-0.09	1.44
			t	-2.24	3.76	-0.55	3.38
Standard Deviation			F	1.94	23.54	0.91	10.69
			B	-2.34	3.93	-0.76	5.51
			t	-1.39	4.85	-0.95	3.27
LPD regression coefficient			F	8.36	122.60	5.05	225.28
			B	0.71	-2.47	0.64	-2.54
			t	2.89	-11.07	2.25	-15.01
DPR	"	"	F	0.00	0.57	1.17	2.51
			B	-0.02	0.26	0.34	0.62
			t	-0.06	0.75	1.08	1.58
UMC	"	"	F	7.25	22.87	0.02	46.54
			B	-0.93	2.06	0.05	3.03
			t	-2.69	4.78	0.14	6.82
AHE	"	"	F	0.72	73.99	13.49	31.75
			B	0.33	-3.06	1.45	-1.93
			t	0.85	-8.60	3.67	-5.64
LPD t score			F	7.38	71.32	6.73	77.46
			B	0.88	-3.21	0.89	-3.20
			t	2.72	-8.45	2.59	-8.80
DPR "	"		F	0.41	0.59	0.75	3.66
			B	-0.35	0.35	0.38	1.07
			t	-0.64	0.77	0.86	1.91
UMC "	"		F	28.13	1.71	5.84	20.22
			B	-7.24	1.30	-1.42	7.12
			t	-5.30	1.31	-2.42	4.50
AHE "	"		F	0.67	61.44	6.84	18.30
			B	0.45	-2.26	1.41	-1.30
			t	0.82	-7.83	2.62	-4.28

NOTE TO TABLE XXXVI: For a description of symbols, see note to Table XXXV. At the five per cent level of confidence, an F of 4.41 is significant.

variability and to increases in price variability that are associated with longer time periods within the same sample.

Since relative price movements vary less for the L sample compared with the S sample and more for the F sample compared with the M sample, judging by the test

TABLE XXXVII
 \bar{R}^2 and Standard Error of Estimate as a Function of
Total Variance of Price, 30-Industry Cross-Sectional
Regressions – 1-8 Years

Year Periods	Regression Statistic	Samples Tested				
		L,S,F,M	L	S	F	M
(a) \bar{R}^2						
1-8 Year Periods	B	0.0011	0.0020	0.0006	0.0010	0.0023
	t	7.70	4.24	4.27	3.51	3.39
	\bar{R}^2	0.29	0.33	0.33	0.24	0.23
1 Year Periods	B	0.0024	0.0125	0.0012	0.0022	0.0462
	t	3.31	0.45	2.30	2.12	2.80
	\bar{R}^2	0.24	0.00	0.38	0.33	0.49
1,2 Year Periods	B	0.0021	0.0059	0.0011	0.0018	0.0148
	t	5.62	1.46	3.73	3.23	2.70
	\bar{R}^2	0.34	0.07	0.48	0.40	0.31
5-8 Year Periods	B	0.0006	0.0015	0.0004	0.0003	0.0018
	t	4.38	2.80	4.66	1.96	2.10
	\bar{R}^2	0.32	0.43	0.70	0.24	0.28
(b) Standard Error of Estimate						
1-8 Year Periods	B	0.0013	0.0024	0.0008	0.0019	0.0026
	t	9.98	8.95	5.37	6.75	7.99
	\bar{R}^2	0.41	0.69	0.44	0.56	0.64
1 Year Periods	B	0.0003	0.0131	0.0003	0.0001	0.0010
	t	1.70	2.22	0.92	0.14	0.35
	\bar{R}^2	0.06	0.36	0.00	0.00	0.00
1,2 Year Periods	B	0.0007	0.0056	0.0006	0.0006	0.0038
	t	4.67	5.64	2.49	2.12	2.27
	\bar{R}^2	0.26	0.68	0.27	0.20	0.22
5-8 Year Periods	B	0.0005	0.0003	0.0005	0.0017	0.0012
	t	2.31	0.74	2.70	7.63	1.49
	\bar{R}^2	0.10	0.00	0.41	0.86	0.12

NOTE TO TABLE XXXVII. The two dependent variables, \bar{R}^2 and Standard Error of Estimate, were taken from the results of cross-sectional price regressions for the four 30-industry samples. Both were regressed separately on a constant and the total variance of ISPI, the dependent variable of the original price regressions. B and t are the regression coefficient and t-statistic of total variance of price in the second set of regressions with the \bar{R}^2 for each of these regressions reported underneath.

results for VAR and especially SD in Tables XXXV and XXXVI, it could be that the sample variability characteristics account for a smaller SEE in the case of large firm size and a larger \bar{R}^2 in the case of high concentration. This is true for the short run only, since the market power hypothesis is confirmed substantially throughout the tests on \bar{R}^2 and SEE in the long run. This conclusion, of course, still leaves unanswered the question why the behavior of SEE and \bar{R}^2 with respect to VAR is asymmetric in the short run for the two sample pairs in question, LS and FM.

Moreover, this source of doubt as to the meaning and reliability of the short-run test results is not removed by an examination of explained variance for the original

price regressions. In the shorter period tests, the market power hypothesis is very weakly supported by the firm size pair and weakly disconfirmed by the concentration pair. In the longer period tests, this pattern is repeated but in a more pronounced manner, especially in the case of the concentration pair. Here, as well, the increasing divergence of VAR from the short to the longer periods between the F and M samples is very marked. In other words, VAR would seem to be a dominant factor in the price model's explanatory capabilities.

One might argue that with explained variance the evidence is not so much equivocal as to the validity of the market power hypothesis, but rather that it points to firm size as the real source of price insensitivity. The difficulty with this position is that the evidence for SEE, \bar{R}^2 and EXP as a whole does not support any one hypothesis unequivocally with respect to the source of market power and the effect of market power on price sensitivity. One's conclusion will depend ultimately on which measure of sensitivity is considered the most appropriate and the most reliable.

The divergences of price variability in both sample pairs should not be considered a sampling quirk since the two sample pairs each account for about one-half of total Canadian manufacturing activity. In the case of firm size, lower relative price variability with large size is not necessarily indicative of price rigidity since larger firms may well have less economic reason to vary price from year to year, especially if large firm size does bring with it the power to control markets for inputs and outputs.

The greater variability of price with higher concentration would seem to be at odds with conventional economic reasoning which so often points to the theoretical pricing stalemates of oligopolists. The statistical relationship cited here, though, could be due simply to a statistical bias in the construction of price indexes, the "Stigler effect."¹⁹ Industry indexes are constructed from a varying number of commodity price series and from a varying number of reporting companies sampled for each commodity series. Industries with high concentration are likely to have fewer commodity series and fewer reporters per commodity, other things being equal, therefore the resulting index will likely be less stable through aggregation. While some evidence has appeared to substantiate this claim with respect to U.S. wholesale price indexes,²⁰ the information currently available on the Canadian ISPI is insufficient to provide the basis for a proper test of this contention.

To this point, attention has been directed exclusively to the LS and FM sample pairs since these test the market power hypothesis *per se*. Of lesser importance but of some interest are the results for the LF and SM sample pairs. With respect to the five measures of overall sensitivity and price variability (\bar{R}^2 , SEE, VAR, EXP, and SD), the principal point of interest is the relative absence of any difference between the two market power samples, L and F, and the more marked differences between the S and M samples. Here again higher \bar{R}^2 's, SEE's, and explained variance are

¹⁹See George J. Stigler and James K. Kindahl, *The Behavior of Industrial Prices*, New York, National Bureau of Economic Research, Distributed by Columbia University Press, 1970.

²⁰See George J. Stigler, "Administered Prices and Oligopolistic Inflation," in *Administered Prices: A Compendium on Public Policy*, pp. 265-66.

associated with greater variability in the dependent variable. That is, of the four samples, the S group of industries displays the greatest degree of relative price movement from year to year.

To conclude this section, a few observations will be made concerning the test results for the four basic explanatory variables of the price regressions. Judged according to the average magnitude of their respective regression coefficients, UMC, and unit materials costs, DPR, demand pressure, could be termed the major variables, while a low productivity LPD is of minor significance and average hourly earnings, AHE, of almost negligible importance in explaining relative price movements.

In the short-run tests, both major variables perform markedly "better" (in terms of the magnitude of their regression coefficients and t-statistics in small firm-size industries in the LS tests, but no significant difference between them applies to the FM pair. Oddly enough, the only variable to display any semblance of a significant difference for the FM pair is LPD which, according to the sign of the dummy variable, would tend to cast doubt on the economies-of-scale argument often offered as a cause of high concentration. Oligopolists would seem to be less sensitive to productivity changes than are more competitive industries in their pricing behavior. This result is even more marked in the longer period tests.²¹

Other results from the long-run tests of interest are: (1) the differences in sensitivity to DPR in the LS pair disappears in the long run; (2) large firms in the LS pair are more sensitive to LPD (due no doubt to the fact that they experienced greater productivity gains over the period as will be evidenced in the following section); and (3) industries with low concentration are far more sensitive to wages than are highly concentrated industries, no doubt reflecting their greater labor intensity.

SOME EVIDENCE ON 8-YEAR TRENDS

Over the course of this investigation, a number of regressions were performed to relate 1961-69 trends in various series to firm size and concentration. As a matter of record, some of these results are reported here. For practical reasons, trends were not estimated by regression techniques; instead simple percentage changes from 1961 to 1969 were studied with the expectation that cyclical fluctuations within each industry in 1961 and 1969 would not be sufficiently large to undermine the validity of the conclusions drawn.

All regressions were of the simple linear form, involving one explanatory variable and a constant. The more instructive of these regressions are summarized in Table XXXVIII. Since no particular hypothesis was being tested in each case, a two-tailed test for the level of significance applies. At the five per cent level, the 1961-69 price trends are not significantly related to either market power variable, although in both instances what association there is between price and market power favors industries with market power.

²¹This, of course, does not necessarily indicate that oligopolies do not actually experience sharper returns to scale, only that they do not react to them as much as do other firms in their pricing behavior.

TABLE XXXVIII

1961-69 Trends, Various Economic Measures, 90 Industries

Dependent Variable	Explanatory Variable	Regression Coefficient	t Statistics	Constant	t Statistics	\bar{R}^2
<i>(a) Price Trends</i>						
ISPI 69/1	ln FS	-0.025	-2.53	1.31	22.93	0.06
"	ln Cf	0.022	1.52	1.12	26.19	0.01
<i>(b) Productivity and Material Costs</i>						
UMC 69/1	ln FS	-0.017	-1.40	1.28	17.58	0.01
"	ln Cf	0.027	1.51	1.12	20.99	0.01
QS/TE 69/1	ln FS	0.039	3.28	1.12	15.72	0.09
"	ln Cf	-0.017	-0.94	1.39	25.33	0.00
QS/MH 69/1	ln FS	0.036	3.16	1.12	16.67	0.09
"	ln Cf	-0.032	-1.85	1.41	27.70	0.03
<i>(c) Operating Margins and Capital Intensity</i>						
MOC 61	ln FS	0.016	1.44	1.21	18.03	0.01
"	ln Cf	-0.037	-2.34	1.40	29.18	0.05
MOC 69	ln FS	0.014	1.27	1.22	18.81	0.01
"	ln Cf	-0.042	-2.73	1.41	30.76	0.07
MOC 69/1	ln FS	-0.002	-0.63	1.01	61.33	0.00
"	ln Cf	-0.003	-0.80	1.01	84.15	0.00
RK/TE 61	ln FS	0.0008	4.49	0.00	0.01	0.18
"	ln Cf	-0.0013	-4.85	0.01	10.26	0.20
RK/TE 69	ln FS	0.0012	4.64	-0.00	-0.00	0.19
"	ln Cf	-0.0020	-5.07	0.01	10.66	0.22
RK/TE 69/1	ln FS	0.003	0.11	1.62	10.19	0.00
"	ln Cf	-0.008	-0.21	1.66	14.32	0.00
RK/SW 61	ln FS	0.127	3.72	0.34	1.67	0.13
"	ln Cf	-0.209	-4.28	1.61	11.09	0.16
RK/SW 69	ln FS	0.135	3.94	0.32	1.57	0.14
"	ln Cf	-0.225	-4.61	1.67	11.57	0.18
RK/SW 69/1	ln FS	0.11	0.66	1.01	10.18	0.00
"	ln Cf	-0.02	-0.74	1.12	15.49	0.00
<i>(d) Wage Levels and Trends</i>						
AHE 61	ln FS	0.13	7.88	1.05	10.96	0.41
"	ln Cf	-0.15	-5.49	2.14	27.32	0.25
AHE 69	ln FS	0.17	6.99	1.72	11.74	0.35
"	ln Cf	-0.20	-5.06	3.22	27.47	0.22
AHE 69/1	ln FS	-0.013	-2.52	1.60	53.94	0.06
"	ln Cf	0.014	1.94	1.50	68.02	0.03
AWS 61	ln FS	0.0003	8.93	0.002	12.27	0.47
"	ln Cf	-0.0003	-5.60	0.005	28.96	0.25
AWS 69	ln FS	0.0004	8.09	0.004	13.20	0.42
"	ln Cf	-0.0004	-5.02	0.007	29.04	0.21
AWS 69/1	ln FS	-0.013	-2.70	1.60	53.53	0.07
"	ln Cf	0.017	2.34	1.48	67.18	0.05

TABLE XXXVIII (Cont'd)

Dependent Variable	Explanatory Variable	Regression Coefficient	t Statistics	Constant	t Statistics	\bar{R}^2
AOW 61	ln FS	0.0002	5.98	0.0040	19.08	0.28
"	ln Cf	-0.0003	-4.97	0.0059	36.82	0.21
AOW 69	ln FS	0.0002	6.33	0.0064	25.37	0.31
"	ln Cf	-0.0003	-4.48	0.0087	43.52	0.18
AOW 69/1	ln FS	-0.018	-2.28	1.64	34.79	0.05
"	ln Cf	0.025	2.18	1.47	42.71	0.04
AHE 69/1	QS/MH 69/1	0.107	2.40	1.39	23.17	0.05
AWS 69/1	QS/TE 69/1	0.047	1.06	1.46	24.62	0.00
AHE 61	MOC 61	0.54	2.87	1.06	4.29	0.07
"	RK/TE 61	57.49	6.34	1.49	27.58	0.31
"	RK/SW 61	0.24	4.35	1.51	21.85	0.17
AHE 69	MOC 69	0.98	3.54	1.41	3.85	0.11
"	RK/TE 69	62.54	7.58	2.24	29.64	0.39
"	RK/SW 69	0.41	5.38	2.24	23.07	0.24
AWS 61	MOC 61	0.0014	3.66	0.002	4.17	0.12
"	RK/TE 61	0.15	7.93	0.003	31.36	0.41
"	RK/SW 61	0.0006	5.72	0.003	24.02	0.26
AWS 69	MOC 69	0.0022	3.82	0.003	4.19	0.13
"	RK/TE 69	0.15	8.70	0.005	33.67	0.46
"	RK/SW 69	0.0010	6.21	0.005	25.58	0.30

Note to Table XXXVIII: All symbols are defined in section 2, other than MOC which is defined in section 4, and RK which is defined in section 6.

The association between market power and gains in productivity is somewhat stronger (measured by either QS/TE or QS/MH), still not significant at the five per cent level but probably accounting for the more favorable price experience of market power industries. Apparently unit material cost UMC does not account for the latter situation since it is very weakly related to both ln FS and ln Cf.

Somewhat surprising is the fact that margins on operating costs, MOC, are not very strongly related to either source of market power, although it should be kept in mind that MOC does not measure the return on capital; it might very well be that firms with market power also enjoy greater turnover ratios of output to capital.

In the overall picture of market power in the wage-price-productivity triangle, the notion of capital intensity is of some interest. This concept is usually defined as a ratio of capital to labor input but neither capital input nor capital stock is measured by the Census of Manufactures. The best one can do in this regard is to relate returns to capital (RK) to either returns to labor (SW) or to a rather weak measure of labor input (TE). RK can be defined in census terms as $VS - (RM + SW)$, with the same limitations as those applying to the MOC measure which were noted in section 4.

The levels of RK/SW and RK/TE in both 1961 and 1969 are fairly strongly related to firm size and concentration. In both instances, the relationship will be biased to the extent that firms with market power realize greater returns on capital, but in the case of RK/SW this source of bias will be offset to the extent that these

firms also pay higher wages. The truth of the latter proposition is borne out by regressions for wage levels on the two market power variables in both 1961 and 1969.

While industries with market power have tended to pay higher wages at both ends of the 1961-69 period, it should also be noted that in each instance, that is, with both firm size and concentration and for both AHE and AOW, the wage differential has tended to narrow over the period.

A further striking feature of wage behavior during the period is that wage changes from 1961 to 1969 have not been very strongly influenced by productivity gains, measured by either QS/TE or QS/MH. It would seem that capital intensity has more to do with wage levels in both 1961 and 1969. This latter relationship, indicated by the regression for wage levels on RK/SW and RK/TE, might only indicate that occupations requiring greater skills and hence paying greater returns are associated with capital intensive industries.

All of the results pertaining to wage levels and wage changes should be assessed in the light of the limitations of census wage series outlined in section 2 and in the light of the rather poor performances of these wage series in the explanation of relative price movements. It is likely, though, that these limitations will be of minor importance for wage-gain comparisons over periods as long as eight years.

SUMMARY AND CONCLUSIONS

Given the usual limitations imposed by the quality of data employed and the time period and sample of industries surveyed, the evidence cited in the foregoing sections supports the following conclusions.

- (a) *Cyclical Response*:— The pattern of response by larger firms to cyclical fluctuations in aggregate economic activity is both asymmetric and counter-cyclical; larger firms are slower to respond with price increases during periods of high demand pressure but are not significantly different from smaller firms during periods of weakening demand pressure.

The pattern of response of highly concentrated industries again is both asymmetric and counter-cyclical but with a difference. Prices of these industries are rigid during periods of slackening demand but do not behave unusually during expansionary periods.

- (b) *Price Sensitivity*:— The evidence on short-run (i.e. one year) sensitivity of price to market conditions is ambiguous. According to the \bar{R}^2 's in cross-sectional price regressions, large firms would seem to be significantly less sensitive than small firms while concentration would not seem to matter. On the other hand, selected as the criterion of sensitivity, concentration would seem to produce the weaker results while firm size matters not.

This source of ambiguity arises because both the \bar{R}^2 's and standard errors are influenced by the variability of the dependent variable. Relative price movements of large firms as measured by the Industry Selling Price Index are less marked from year to year than are those of small firms whereas they are greater for highly concentrated industries than for industries with low concentration.

In the long run (periods of five to eight years), the "market power hypothesis" is substantially confirmed by tests for both firm size and concentration with both \bar{R}^2 's and standard errors taken as the criterion of price sensitivity, in that large firms-industries and concentrated ones both showed less sensitivity to market condition.

The conclusions drawn here as to cyclical response are probably too strong inasmuch as the period under study offered so little in the way of marked cyclical

swings. Forthcoming data for the period extending from mid-1969 to mid-1971 would provide a useful check on the above conclusions with respect to the behavior of industrial prices during a slowdown. But with the evidence cited it is reasonable to conclude that neither large firm size nor high concentration alone is very likely to create or intensify periodic inflationary bursts while high concentration should only limit the capacity of the economy to find a new equilibrium (at a generally lower price level) during a recessionary period.

On the other hand, both dimensions of market power should be the concern of policy makers in their attitudes and actions directed towards the phenomenon of structural inflation. The evidence cited, however, does not indicate the degree to which price rigidity attributable to market power accounts for structural inflation nor whether the tendencies toward structural inflation inherent in market power are on the increase or not. To assess this latter issue, measures of market power would have to be constructed for earlier time periods. On the former issue, other sources of structural inflation, such as those inherent in the mechanisms of regional adjustment in Canada, would have to be assessed to obtain a more complete understanding of the Canadian experience.

POSTSCRIPT ON LABOR UNION POWER

The cross-sectional analysis of section 6 confirmed that long-run price movements were significantly related to the degree to which wage gains exceeded productivity gains, less so to wage gains along. This short postscript sets out the results of a few additional cross-sectional regressions that were run in order to assess the effect of union power on this relationship.

Union power (Un) was measured by the per cent of total employees covered by collective bargaining agreements as estimated by the Department of Labor survey, "Working Conditions in Canadian Industry (1968)". This figure was available for 57 of the 90 industries of the original sample, and the following results refer to this smaller sample.

First, Un was correlated with neither $\ln FS$ or $\ln Cf$, interestingly enough, but tended to be higher in larger industries (measured by 1968 value of shipments). The results are summarized in Table IXL.

TABLE IXL
Union Power and Market Power Proxies

Dependent Variable	Regressor	t	simple r	Corrected \bar{R}^2
Un	$\ln FS$	1.28	0.1798	0.013
Un	$\ln Cf$	-1.53	-0.2137	0.026
Un	VS 1968	2.31	0.3134	0.080

While both wage level measures, ASW and AHE, were positively correlated with Un, their growth rates were not. In fact, neither productivity gains nor the degree to which wage gains exceeded productivity gains were related to Un. Table XL shows the results.

TABLE XL
Wages and Union Power

Dependent Variable	Regressor	t	simple r	Corrected \bar{R}^2
AHE 1961	Un	3.03	0.3971	0.141
AHE 1968	Un	2.96	0.3903	0.135
ASW 1961	Un	1.96	0.2693	0.054
ASW 1968	Un	1.90	0.2625	0.050
QS/MH	Un	0.03	0.0049	—
QS/TE	Un	-0.39	-0.0563	—
AHE — QS/MH	Un	-0.37	-0.0527	—
ASW — QS/TE	Un	0.32	0.0455	—

SHORT-RUN PRICE ADJUSTMENT IN THE CANADIAN MANUFACTURING SECTOR

*by D. G. McFetridge**

INTRODUCTION

The purpose of this study is to provide a systematic analysis of the factors which determine the rate at which selling prices change in various Canadian manufacturing industries. The analysis places particular emphasis on the immediate determinants of the rate of price change. That is, it is essentially short-run in nature. The analytic device employed is a single equation econometric model. The model is applied to 27 three-digit manufacturing industries.¹ A cross-sectional comparison of the 27 estimated price adjustment models provides the basis for inferences regarding the effect of market structure on the price adjustment process.

A discussion of the theoretical issues confronted in this study appears in section 2 below. Section 3 contains a discussion of the relevance of the analysis to public policy. The model is derived and all *a priori* expectations arising from the model are stated in section 4. The selection of the sample of industries to be analyzed and other aspects of data collection are considered in section 5. Sections 6, 7, 8 and 9 contain explanations of the form in which demand, labor cost, materials cost, and international factors, respectively, are specified. In section 10, the concept of the realized or transaction price is introduced. This allows the estimation of price adjustment models which explain the rate of change in either quoted or realized selling price. Section 11 contains the estimates of the price adjustment models. An inter-industry comparison of these estimates is also included in this section. Finally, the implications of the results for public policy are considered in Section 12.

*I would like to thank Professors J.G. Cragg, G.V. Jump and T.A. Wilson for their helpful comments. The author remains responsible for any errors in the study.

¹For an explanation of the classification system see Canada, Dominion Bureau of Statistics, *Standard Industrial Classification Manual*, 3rd ed. Ottawa, Queen's Printer, 1970. D.B.S. 12-501

THEORETICAL ISSUES

The determinants of price behavior can be categorized as demand factors, labor cost factors, raw materials cost factors and international factors. The theoretical issue raised by each of these are discussed in turn.

(a) *Demand Factors*: There has been some dispute regarding the role of demand conditions in the determination of gross margins in the short run. The neoclassical theory of the firm predicts that the margins of both perfect competitors and monopolists will be sensitive to shifts of the demand schedule while the proponents of the "full cost" approach insist that margins are insensitive to demand disequilibria.

"This does not mean that there will be no tendency for prices of these goods to fall in depressions and rise in booms but simply that there will be no tendency for them to fall or rise more than wage and raw material costs."²

and

"(Prices) will be changed if there is a significant change in wage or raw materials costs, but not in response to moderate or temporary shifts in demand."³

The analysis which follows will provide an indication of the prevalence of demand sensitive margins in the manufacturing sector.

For a number of reasons one expects that demand sensitive margins or prices will be observed only in those industries which are relatively unconcentrated. Rigid margins are a characteristic of oligopoly. Hall and Hitch rely extensively on the oligopolistic kinked demand schedule in their rationale for full cost pricing.⁴ A shift of a kinked demand schedule need not change the profit maximizing price, if the kink occurs at the same place.

Heflebower suggests additional arguments for the relevance of full cost behavior to oligopoly.⁵ A fixed mark-up on costs will facilitate leadership, collusive, or entry limiting solutions to the problem of oligopolistic coordination. The relevant costs may be those of the price leader, the most efficient firm, or standard costs, circulated by a trade association.⁶ Rivalry is avoided by confining price changes to those which are justified by changes in these costs.

As the degree of interdependence among firms decreases, there will be increased incentive to trim margins during times of deficient demand and augment them during periods of excess demand. If this is the case it will be revealed in an inter-industry comparison of the estimated price adjustment equations. The incentive to adjust margins in response to changing demand conditions is likely to

²R. L. Hall and C. J. Hitch, "Price Theory and Business Behaviour" in *Oxford Studies in the Price Mechanism*, edited by Thomas Wilson and P.W.S. Andrews, Oxford, Clarendon Press 1951, P. 124. An excellent summary of the full cost debate is found in R. Heflebower, "Full Costs, Changes and Prices" in *Universities—National Bureau Committee for Economic Research, Business Concentration and Price Policy; a Conference of the Universities*, Princeton, Princeton University Press, 1955 pp. 361-396.

³Hall and Hitch, p. 125.

⁴Hall and Hitch, 116-117.

⁵Heflebower, pp. 376-377. A summary of the more recent literature is provided in F. M. Scherer, *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Chicago, Rand McNally, 1970 pp. 173-179.

⁶For an example of the use of standard costs and mark-ups to facilitate oligopolistic co-ordination see, Canada, Restrictive Trade Practices Commission, "Report Concerning the Manufacture, Distribution, and Sale of Paperboard Shipping Containers and Related Products", Ottawa, Queen's Printer, 1962. pp. 195-212.

be greater in non-durable goods industries at any given level of market concentration. Producers of non-durables will be less inclined to accumulate inventories when output exceeds demand. Perishability and style changes may require that these industries maintain more flexible mark-ups than durable goods producers.

(b) *International Factors*: Changes in the intensity of international competition may alter the margins achieved by domestic producers in the short run. To the extent that Canadian firms price to exclude imports, their prices must respond to changes in the landed price of the relevant foreign product. A mechanism through which this may occur is discussed in section 4. It assumes that pricing to exclude exports will be a characteristic of oligopoly.⁷ In addition, it is obvious that such behavior will be observed only in industries in which there exists actual or threatened import competition.

(c) *Costs*: The analysis here concentrates on the manner in which certain costs are measured, and on the importance of cost factors in general, in the short run.

The price adjustment equations will reveal the importance of "actual" relative to "normal" unit labor costs as a basis for the pricing decision. In addition, it will be possible to test the prediction, made by Eckstein and Fromm,⁸ that "normal" unit labor costs will tend to be used in oligopolistic industries while actual unit labor costs prevail in polypolistic industries. Labor cost changes may serve as a signal for a price change and thus exert on prices a short-run effect which is out of proportion to the share of labor cost in the value of output.⁹ This type of behavior is, again, characteristic of oligopoly. Investigators who have taken note of the Canadian situation offer an opposing point of view.¹⁰ They argue that domestic producers will absorb labor cost increases in the short run. These will be passed on only when foreign competitors have experienced similar cost increases and must also raise their prices. This implies that labor costs will exert a relatively minor effect on prices in the short run in industries subject to the threat of import competition. Prices of raw materials are generally more volatile than wage rates. Price changes of raw materials also exert a less immediate effect on production costs. They may therefore have a less than proportional effect on output price in the short run.¹¹ The Canadian environment again generates an opposing view. Many raw material price increases will be international in scope. Canadian producers may

⁷See H. C. Eastman and S. Stykolt, *The Tariff and Competition in Canada*, Toronto, Macmillan of Canada, 1967. pp. 32-40.

⁸Otto Eckstein and Gary Fromm, "The Price Equation" *American Economic Review* 58:1159-1183, December 1968. p. 1166.

⁹This phenomenon is documented by Richard D. Rippe. See his "Wages, Prices, and Imports in the American Steel Industry" *Review of Economics and Statistics* 52:34-46, February 1970. p. 40.

¹⁰Lester D. Taylor, Stephen J. Turnovsky and Thomas A. Wilson. *The Inflationary Process in North American Manufacturing*. Study done for the Prices and Incomes Commission.

¹¹This has been observed empirically by R. R. Neild, see his "Pricing and Employment in the Trade Cycle; A Study of British Manufacturing Industry, 1950-61." Cambridge, Eng., University Press, 1963. (National Institute of Economic and Social Research. Occasional Papers No. 21) pp. 10-11, and Wesley J. Yordon, see his "Industrial Concentration and Price Flexibility in Inflation: Price Response Rates in Fourteen Industries, 1947-1958." *Review of Economics and Statistics* 43: 287-294, August 1961. pp. 292. For a contradictory finding see Charles L. Schultze and J. L. Tryon, "Prices and Wages" in *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States*, edited by J. S. Duesenberry and others, Chicago, Rand McNally, 1965. pp. 281-311.

pass these on immediately in the knowledge that foreign competitors have suffered similar increases in costs.

POLICY ISSUES

The maintenance of both a high rate of employment and general price level stability has been the dominant theme of economic policy over the last 25 years. The method of achieving this goal has been manipulation of aggregate demand using monetary and fiscal policies. The information obtained here regarding the determinants of price behavior in individual markets may be generalized to provide guidance to the policy maker in two respects. These are:

- (a) the discretion afforded Canadian authorities in the control of the rate of price change in a given industrial market, via the manipulation of aggregate demand,
- (b) the efficacy of a policy of increasing competition in the product markets with the object of shifting the Phillips curve toward the origin.

The following simple model will serve to place those policy issues in context.

$$\frac{\Delta P}{P} = a_0 + a_1 D + a_2 \frac{\Delta W}{W} + a_3 \frac{\Delta M}{M} \quad (1)$$

$$\frac{\Delta W}{W} = b_0 + b_1 \frac{\Delta CPI}{CPI} + b_2 U \quad (2)$$

$\frac{\Delta P}{P}$: the rate of change of the industrial selling price

D : demand disequilibrium

$\frac{\Delta W}{W}$: the rate of change of money wages

$\frac{\Delta M}{M}$: the rate of change of raw materials prices

$\frac{\Delta CPI}{CPI}$: the rate of change of the consumer price index for the economy as a whole

U : the unemployment rate

Equations (1) and (2) summarize the determinants of the rate of price change in a given market. A reduction in aggregate demand can affect the rate of price change in this market through three channels. As aggregate demand falls the rate of change of raw materials prices may become negative $\left(\frac{\Delta M}{M} < 0\right)$. This effect has been noted by Ackley.¹² It is ascribed by him to the inelasticity of supply of many raw products. As aggregate demand falls, unemployment rises and the rate of change of money wages tends to a zero or negative value $\left(\frac{\Delta W}{W} < 0\right)$. If margins are sensitive

¹²G. C. Ackley, "Administered Prices and the Inflationary Process" *American Economic Review* 49:419-30, May 1959.

to demand conditions, a decrease in demand exerts an additional negative effect on $\frac{\Delta P}{P}$. If, on the other hand, margins are insensitive to demand conditions, changes in aggregate demand affect the rate of price change in a given market only to the extent that they affect costs.

If the objective of the price policy of the firms in a given market is to exclude imports, then neither cost nor demand factors will affect the rate of price change in the short run. There is no mechanism, other than manipulation of the exchange rate, through which the central authorities can affect the rate of price change in this market. This study reveals the prevalence of this type of behavior among the industries sampled. This provides some indication of the limitations on the effect of macro-economic policies in the control of inflation.

Among those industries in which costs and/or demand exert significant short-run effects, it may be the case that rigid margins are associated with concentrated market structures. The application of an anti-merger, anti-oligopoly policy would tend to increase the number of industries in which demand conditions affect the industry gross margin.

A given curtailment of aggregate demand would then result in a relatively greater moderation of the rate of price change. The Phillips trade-off between unemployment and inflation would have been rendered more acceptable.

This study provides a basis for the evaluation of such a policy in that it:

- (a) isolates the industries in the sample in which margins are demand sensitive,
- (b) measures the importance of these demand effects relative to short-run cost effects,
- (c) conducts an inter-industry comparison to discover if there exists any systematic relationship between market structure and the demand sensitivity of margins.

It is also necessary to examine the relationship between aggregate and individual market demand conditions. It is rather senseless to undertake policies which would make an industry's gross margin more sensitive to the demand conditions facing it if these demand conditions are not responsive to the application of general monetary and fiscal policies.

THE MODEL

The price adjustment equation derived below is based on the hypothesis that price is equal to some mark-up on variable costs. It is most appropriate to industries in which variable costs represent a large proportion of total costs.

The mark-up equation used here is quite compatible with profit-maximization. Using the profit-maximizing identity,

$$P = E (MC) \tag{1}$$

where

$$E = \frac{e}{e+1}, e < -1;$$

e = price elasticity of demand, and

MC = marginal cost;

take the total differential,

$$dP = EdMC + MCdE, \quad (2)$$

and divide both sides by P to produce

$$\frac{dP}{P} = \frac{E}{P} dMC + \frac{dE}{E}. \quad (3)$$

Assume that

$$MC = ULC + UMC, \quad (4)$$

where

ULC = unit labor cost and

UMC = unit materials cost;

so that (3) becomes

$$\frac{dP}{P} = \frac{E}{P} dULC + \frac{E}{P} dUMC + \frac{dE}{E}, \quad (5)$$

or

$$\frac{dP}{P} = E \cdot \frac{ULC}{P} \frac{dULC}{ULC} + E \cdot \frac{UMC}{P} \frac{dUMC}{UMC} + \frac{dE}{E}. \quad (6)$$

The development of equation (6) is based on the assumption that firms take unit variable costs as an indicator of marginal cost. Marginal and unit variable cost will, of course, coincide when unit variable cost is constant. In a similar way the firm may take the degree of demand disequilibrium in existence as evidence of a shift in its demand schedule. A parallel outward shift of the demand schedule implies a decrease in e and an increase in E . Thus, excess demand is associated with an increasing mark-up factor and deficient demand is associated with a decreasing mark-up factor.¹³

A simple decision rule for the firm can then be written as

$$\frac{dE}{E} = k_1 D \quad k_1 > 0 \quad (7)$$

where D = demand disequilibrium.

¹³The observations that an outward shift in the demand schedule would most likely be associated with declining demand elasticity was made in Joan Robinson's, *The Economics of Imperfect Competition*, London, MacMillan, 1933. pp. 70-71. Note however, that any shift in a log-linear demand function will leave e , and therefore the mark-up factor unchanged.

The hypothesis that excess demand is an indicator of a change in demand elasticity and in the mark-up factor is used in the price equations of William R. Moffat. See his "Taxes in the Price Equation: Textiles and Rubber," *Review of Economics and Statistics*, 52:253-261, August 1970. Decreasing demand elasticity due to parallel outward shifts in the demand schedule are used by M. K. Evans as an explanation for "profit push" inflation. See his *Macro-economic Activity; Theory, Forecasting and Control; An Econometric Approach*. New York, Harper and Row, 1969. pp. 290-300.

Using finite differences, equation (6) may now be re-written as

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_1 D + \alpha_2 \frac{\Delta ULC}{ULC} + \alpha_3 \frac{\Delta UMC}{UMC} \quad (8)$$

where

$$\alpha_1 = k_1$$

$$\alpha_2 = E \cdot \frac{ULC}{P}$$

$$\alpha_3 = E \cdot \frac{UMC}{P}$$

$$\alpha_2 + \alpha_3 = 1.$$

Note that it is possible to estimate (8) as

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_1 D + \alpha_4 \left[\frac{ULC}{P} \cdot \frac{\Delta ULC}{ULC} + \frac{UMC}{P} \cdot \frac{\Delta UMC}{UMC} \right] \quad (8a)$$

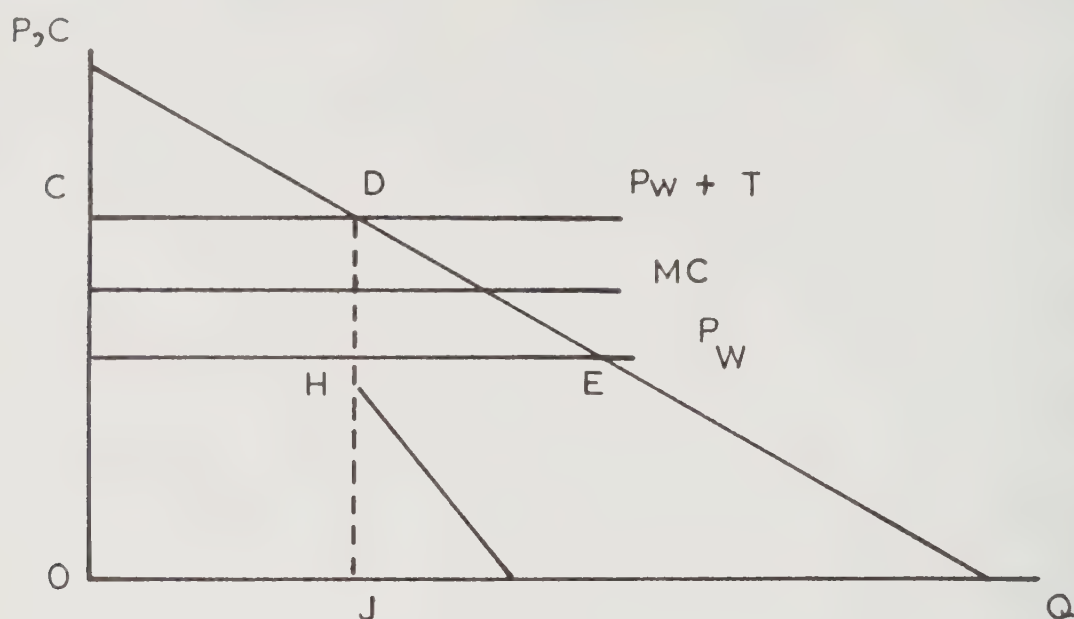
where $\alpha_4 = E$. The weights assigned to $\Delta ULC/ULC$ and $\Delta UMC/UMC$ are the shares of labor and materials cost respectively in the value of output at “normal” volume. While this specification saves one degree of freedom, it will reveal nothing of the relative importance of labor and materials cost changes in the short run. Thus, although several illustrative estimates of (8a) are shown on Table XLIV, the discussion in this study is concentrated on model (8).

Equation (8) provides a description of profit-maximizing mark-up pricing in a closed economy. The model must be modified, however, if it is to reflect certain aspects of price determination in an open economy. The foreign (U.S.) influence on Canadian price determination has four facets:

- (a) Canadian wages may be determined by settlements made in the U.S.;
- (b) excess or deficient demand in the U.S. may spill over into Canada’s export and import competing sectors;
- (c) the cost of material inputs purchased in the U.S. will fluctuate with the U.S. price;
- (d) domestic oligopolists may set their price equal to the U.S. price plus the tariff. An increase in the U.S. price allows an equivalent increase in the Canadian price.

The explanatory variables in equation (8) should reflect U.S. influences (a), (b), and (c). Influence (a) will work through unit labor cost, (b) via the demand disequilibrium variable, and (c) through unit materials cost. Thus, if an industry is competitive, equation (8) is also suitable for the open economy. Equation (8) does not allow for the existence of tariff limit pricing by oligopolists, however.

The tariff limit price is determined in a fashion similar to oligopoly price under the assumption of a kindred demand schedule.¹⁴



If the marginal cost schedule is above HJ, the intersection with marginal revenue is indeterminate. Price will be set at OC which implies an output of OJ. An increase in P_w (in this case the relevant U.S. price) shifts the kink and the Canadian price upwards. Moderate changes in either domestic demand or costs exert no effect on the Canadian price. Strict tariff limit pricing behavior thus implies,

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_5 \frac{\Delta P_{US}}{P_{US}} \quad 0 < \alpha_5 \leq 1 \quad (9)$$

where

PUS = the wholesale price index in the corresponding U.S. industry.

If one assumes that a mixture of mark-up and tariff limit pricing can prevail in a particular industry, (8) may be rewritten as

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_1 D + \alpha_2 \frac{\Delta ULC}{ULC} + \alpha_3 \frac{\Delta UMC}{UMC} + \alpha_6 \frac{\Delta PUS}{PUS} \quad (10)$$

Note, however, that as industry definitions become more precise, the mixture of behavior posited in (10) is less likely to occur. Either model (8) will prevail (α_6 will be insignificant) or model (9) will prevail ($\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\alpha}_3$ will be insignificant).

¹⁴This approach can be found in Eastman and Stykolt, pp. 32-51. Three examples of tariff limit pricing are provided in: Canada, Restrictive Trade Practices Commission, "Report Concerning the Manufacture, Distribution and Sale of Paperboard Shipping Containers and Related Products," Ottawa, Queen's Printer, 1962 (RTPC No. 19) pp. 376-379, Canada, Restrictive Trade Practices Commission, "Trade Practices in the Phosphorous Products and Sodium Chlorate Industries," Ottawa, Queen's Printer, 1966. (RTPC No. 41) p. 67, and Canada, Restrictive Trade Practices Commission, "Report Concerning the Sugar Industry in Western Canada and a Proposed Merger of Sugar Companies," Ottawa, Queen's Printer, 1957. pp. 55-57. In the second of these cases, an officer of the Electric Reduction Company testified; "There has been a direct relationship to the price we charge with the price which Americans charge and we have so related our price clause in certain contracts." p. 67.

Models (9) and (10) assume that the product involved is homogeneous. If the domestic product is differentiated from its imported substitute, the domestic producer faces a demand schedule of the normal kind for his output. An increase in the price of the imported product shifts his demand schedule outward, which increases his mark-up factor. Assuming product differentiation, (7) can be rewritten as,

$$\frac{\Delta E}{E} = k_1 D + k_2 \frac{\Delta PUS}{PUS} \quad (11)$$

where $k_1 > 0$ and $k_2 > 0$.

Substitution of (11) into (8) yields equation (10). The basic price adjustment equation (10), is therefore consistent with either a mixture of domestic mark-up and tariff limit pricing, or mark-up pricing with domestic output differentiated from imports. It is only under these conditions that all of coefficients $\hat{\alpha}_1$, $\hat{\alpha}_2$, $\hat{\alpha}_3$ and $\hat{\alpha}_6$ will be non-zero.

The sample period includes a time over which Canada maintained a flexible exchange rate. Exchange rate movements alter the degree of protection that the tariff affords domestic producers and thus affects their margins.¹⁵ If Canadian firms react to the exchange rate in the same way as they do to the U.S. price then it is sufficient to rewrite (9) as,

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_5 \left(\frac{\Delta PUS}{PUS} + \frac{\Delta R}{R} \right) \quad (9a)$$

where

$$\frac{\Delta R}{R} = \text{the rate of change of the price of U.S. dollars in terms of Canadian dollars}$$

and to rewrite (10) as,

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_1 D + \alpha_2 \frac{\Delta ULC}{ULC} + \alpha_3 \frac{\Delta UMC}{UMC} + \alpha_6 \left(\frac{\Delta PUS}{PUS} + \frac{\Delta R}{R} \right) \quad (10a)$$

The coefficient on the rate of change in the exchange rate is constrained to equal the coefficient on the rate of change of U.S. prices.

The work of Dunn¹⁶ has provided some evidence that, over part of the sample period, changes in the U.S. price were considered "permanent", while exchange rate changes were seen as fluctuations about a normal rate. Only a revision of expectations regarding the normal exchange rate would cause a price reaction. Furthermore Dunn argued that this behavior would be confined to oligopolistic industries. To make allowance for this, the exchange rate is entered as an additional explanatory variable. This involves rewriting (9) as,

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_7 \frac{\Delta PUS}{PUS} + \alpha_8 \frac{\Delta R}{R} \quad (12)$$

¹⁵See, for example, the price equation for the auto industry in David A. Wilton, "An Econometric Model of the Canadian Automobile Manufacturing Industry," Kingston, Institute for Economic Research, Queen's University, 1970. (Discussion Paper No. 14)

¹⁶Robert M. Dunn, "Flexible Exchange Rates and Oligopoly Pricing: A Study of Canadian Markets," *Journal of Political Economy* 79:140-151, January/February 1970.

$$0 < \alpha_8 < 1.$$

and rewriting (10) as

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_1 D + \alpha_2 \frac{\Delta ULC}{ULC} + \alpha_3 \frac{\Delta UMC}{UMC} + \alpha_9 \frac{\Delta PUS}{PUS} + \alpha_{10} \frac{\Delta R}{R} \quad (13)$$

$$0 < \alpha_{10} < 1.$$

It is possible that, in some industries, the relevant foreign competitor is not an American-based firm. In this case, the change in the exchange rate provides the sole indication of changes in the pressure of international competition. This implies that in model (13), for example, the omission of the term $\frac{\Delta PUS}{PUS}$ will not reduce the

percentage of the variance in $\frac{\Delta P}{P}$ which the model explains.

In this section, three basic price adjustment models have been developed. They are:

(a) equation (9) the domestic profit-maximizing, mark-up pricing model;

(b) equations (9a) and (12), the strict tariff limit pricing model,

and

(c) equations (10a) and (13), models which admit to both domestic and foreign influences on the price adjustment process.

These models can now be used to test the theoretical propositions outlined both in this section and in section 2. If gross margins are altered as demand conditions change, $\hat{\alpha}_1$ will be significant (the sign of $\hat{\alpha}_1$ depends, of course, on the exact specification of the demand disequilibrium variable). The relative short-run influence of labor and materials cost can be inferred from the estimates of α_2 and α_3 . If all the cost changes experienced in period t are translated into price changes in the same period, then $\hat{\alpha}_2$ and $\hat{\alpha}_3$ will sum to one. If the exchange rate and the U.S. price exert the same effect on the Canadian price then $\hat{\alpha}_8$ will not differ significantly from $\hat{\alpha}_7$, nor will $\hat{\alpha}_9$ differ significantly from $\hat{\alpha}_{10}$. These and other tests of hypotheses will be discussed in section 11. The task of the next several sections is to explain the exact form of the explanatory variables in the above models.

THE SAMPLE AND THE DATA

The models developed in section 4 are applied to 27 three-digit manufacturing industries. The estimation period is 1958-1969. The limiting factor in the choice of an estimation period is the unavailability, before 1958, of consistent data from which demand conditions can be inferred. Partially specified models can be estimated over periods up to two years longer than the above.

The observations are quarterly. Use of quarter-to-quarter percentage changes leaves 47 observations from which to estimate the fully specified model.

The industries in the sample were chosen because all the relevant data were available for them.¹⁷ No other criterion was employed in sample selection. The

¹⁷In three cases it was impossible to obtain matching U.S. wholesale prices. The industries were included in the sample, nevertheless. This is the only occasion on which the selection criterion was violated.

industries included in the sample account for approximately 44 per cent of the value added in the Canadian manufacturing sector as a whole. The industries included in the sample are listed on Table XLI.

TABLE XLI
Industries for which Price Adjustment
Equations are Estimated

SIC Number	Name
112	Fruit and Vegetable Cannerys and Preservers
128	Biscuit Manufacturers
131	Confectionery Manufacturers
145	Breweries
174	Shoe Manufacturers
183	Cotton Yarn and Cloth Mills
197	Wool Cloth Mills
201	Synthetic Textile Mills
231	Hosiery Mills
239	Other Knitting Mills
243	Men's Clothing Industry
252	Veneer and Plywood Mills
271	Pulp and Paper Mills
291	Iron and Steel Mills
295	Smelting and Refining
305	Wire and Wire Products Manufacturers
306	Hardware, Tool and Cutlery Manufacturers
311	Agricultural Implements Industry
323	Motor Vehicle Manufacturers
325	Motor Vehicle Parts and Accessories Manufacturers
334	Manufacturers of Household Radio and Television Receivers
336	Manufacturers of Electrical Industrial Equipment
338	Manufacturers of Electric Wire and Cable
365	Petroleum Refineries
374	Manufacturers of Pharmaceuticals and Medicines
375	Paint and Varnish Manufacturers
376	Manufacturers of Soap and Cleaning Compounds

The next five sections explain how each of the variables in the price adjustment models of section 4 are made operational. Data sources relevant to each variable are given in footnotes to the section in which that variable is explained. Note that all time series used are seasonally adjusted.

DEMAND

The relationship between demand disequilibrium and price change was stated formally by Samuelson¹⁸ as,

$$\frac{dP}{dt} = F (D - S) \qquad F (0) = 0, F' > 0$$

¹⁸Paul A. Samuelson, *Foundations of Economic Analysis*, New York, Atheneum, 1965. p. 263.

where

D = demand

S = supply

P = selling price.

Both Arrow¹⁹ and Gordon and Hynes²⁰ have investigated the possible mechanisms through which a deviation between supply and demand is translated into a change in price. The objective of this section is to investigate how (D - S) might be expressed in terms of observable quantities.

The demand variables used in previous studies of the price equation can be placed in three distinct categories. These are:

- (a) measures which are based upon the demand situation in the labor market. An example of such a measure is Yordon's²¹ use of the ratio of current average weekly hours to its mean value for the period to indicate demand pressure in the product market;
- (b) measures of capacity utilization. An example of this approach is provided by the work of Rippe²² and of Schultze;²³
- (c) measures of demand pressure based on the behavior of product market variables such as unfilled order backlogs, new orders, and inventories.

Demand proxies based upon labor market variables are likely to be more closely associated with the rate of wage change than with the rate of price change. Reliable measures of capacity utilization are not generally obtainable for the three-digit industries under study here. This investigation therefore concentrates on the demand disequilibrium measures which can be calculated from inventories, unfilled order backlogs and new orders.²⁴

The first step is to make a distinction between production to stock and production to order. In a "pure order" industry,

$$(D - S) = (N.O. - S) = \Delta U,$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} (D - S)_{t-i} = U_t = \sum_{i=0}^{\infty} (N.O. - S)_{t-i},$$

and

$$S_t = X_t$$

¹⁹K. J. Arrow, "Towards a Theory of Price Adjustment" in *The Allocation of Economic Resources; Essays in Honor of Bernard Francis Haley*, by M. Abramovitz and others, Stanford, Stanford University Press, 1959. pp. 41-51.

²⁰D. F. Gordon and A. Hynes, "On the Theory of Price Dynamics" in *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory* edited by Edmund Phelps and others. New York, Norton, 1970. pp. 369-393.

²¹Yordon, P. 290.

²²Rippe, P. 39.

²³Charles L. Schultze, "Uses of Capacity Measures for Short-run Economic Analysis" *American Economic Review* 53:293-308, May, 1963.

²⁴The leading example of this approach is provided by Thomas J. Courchene's "An Analysis of the Price-Inventory Nexus with Empirical Application to the Canadian Manufacturing Sector" *International Economic Review* 10:315-336, October 1969.

Date on new orders, unfilled orders, shipments, finished goods inventories and aggregate inventories are taken from Canada, Dominion Bureau of Statistics, *Inventories, Shipments and Orders in Manufacturing Industries*. (Monthly) DBS 31-001, various issues.

Output price indexes are taken from Canada, Dominion Bureau of Statistics, *Industry Selling Price Indexes. 1956-1968 (1961 = 100)*. Ottawa, Queen's Printer, 1970. DBS 62-528.

where

$(N.O. - S)_t$ = the deviation between new orders and shipments during period t

U_t = the level of unfilled orders at the end of period t

ΔU_t = the change in the level of unfilled orders during period t

X = output during period t

For industries producing purely to order, current (the flow of) excess demand is the deviation between new orders and output. The sum of past excess and deficient demand experience is reflected in the stock of unfilled orders.²⁵ Thus, the current flow of real excess or deficient demand may be expressed as $\frac{N.O. - S}{P}$. The stock of past excess and deficient demand experience may be expressed, in real terms, as $\frac{U}{S}$ or $\frac{U}{P}$. All the symbols have been defined above.

It was stated in footnote 25 that firms may wish to maintain a specific level of unfilled order backlogs. The simplest assumption is that there exists a desired ratio of unfilled orders to shipments which is equal to the period mean. This implies that the above measures of demand disequilibrium may be expressed in deviation form as,

$$\left[\frac{U}{S} - \left(\frac{\bar{U}}{\bar{S}} \right) \right].$$

This form is also useful for testing Schultze's demand shift hypothesis²⁶ which has as its rationale the observation that prices are more likely to rise during periods of excess demand than they are to fall during periods of deficient demand.

It has been suggested²⁷ that the price change-demand disequilibrium relationship is non-linear. The rate of price change is minimal at lower levels of excess supply or excess demand. As these increase, price falls or rises at an increasing rate. This phenomenon can be captured by expressing either $(N.O. - S)/P$ or $\left[\frac{U}{S} - \left(\frac{\bar{U}}{\bar{S}} \right) \right]$ as a cubic.

In the case of industries which produce purely to stock, a deviation between supply and demand is rendered observable in the following manner. Assume that,

$$(Q^d - Q^s) = (S - S^e)$$

and

$$X_t^p = S_t^e + I_t^* - I_{t-1}.$$

²⁵A positive level of unfilled orders would be associated with deficient demand if firms wish to maintain a greater order backlog. This assumption is developed more fully in George A. Hay, "Production, Price and Inventory Theory," *American Economic Review* 60:531-545, September 1970.

²⁶Charles L. Schultze, "Recent Inflation in the United States," Study Paper No. 1, U.S. Congress, Joint Economic Committee, *Study of Employment, Growth and Price Levels*, Washington, U.S. Government Printing Office, 1959.

²⁷See Otto Eckstein, "A Theory of the Wage-Price Process in Modern Industry" *Review of Economic Studies* 31:267-86, October 1964. p. 276.

If

$$X_t^e = X_t^p,$$

$$(S - S^e)_t = S_t - X_t + I_t^* - I_{t-1}$$

$$I_t = X_t - S_t + I_{t-1}^*$$

$$(S - S^e)_t = (I_t^* - I_t).$$

In this case,

Q^d = quantity demanded during period t

Q^s = quantity supplied during period t

S_t = actual shipments during period t

S_t^e = expected shipments during period t

X_t^p = output planned for period t

X_t = output achieved during period t

I_t^* = stock of finished goods inventory desired at the end of period t

I_{t-1} = stock of finished goods inventory in existence at the end of period $t-1$.

In industries which produce to stock, shipments provide the only indication of demand. Demand disequilibrium occurs when actual shipments deviate from those which are anticipated by the industry. This is revealed by the discrepancy between the industry's desired inventories and its actual inventory holdings. Notice that $(I_t^* - I_t)$ reflects only that portion of the deviation between actual and expected shipments which cannot be met by changing the level of production.²⁸

There are a number of assumptions which may be made regarding the determination of I^* . The simplest is that

$$I_t^* = k S_t,$$

where k is the mean value of I/S calculated over the estimation period of the model.

It follows that,

$$(Q^d - Q^s) = - [I/S - \overline{(I/S)}].$$

A second simple assumption is that,

$$I_t^* = k_0 + k_1(t) S_t.$$

The desired stock of inventory at the end of period t is a function of shipments made during period t . The coefficient k_1 is itself a function of time. This implies that,

²⁸If $X_t = X_t^p + (1 - C)(S_t - S_t^e)$ then $(I_t^* - I_t) = C(S_t - S_t^e)$. As the value of C approaches one, production tends to inflexibility in the short-run. A greater proportion of the deviation between actual and expected demand must come from inventories. It is that portion of demand disequilibrium which can be met only by drawing down or accumulating inventories which is most likely to result in a price change.

$$(Q^d - Q^s) = - [I/S - I/S^T]$$

where I/S^T is a linear trend value of I/S .²⁹ Other investigators have used moving averages of various lengths in place of I/S^T .³⁰

An equally simple but somewhat more realistic model has been used by Courchene³¹ to generate I^* . His model is more realistic in that it allows for adjustment lags and for passive inventory investment. It also allows the estimation of both desired finished goods inventories (I^F) and desired aggregate inventories (I^A). Using the latter, comparable measures of demand disequilibrium can be obtained for both the group of industries which produce to stock, and those which produce to order. Industries producing to order do not generally hold significant finished goods inventories.

The reduced-form equation used to generate desired finished goods inventory is derived from the following structural equations:³²

$$I_t^* = k_0 + k_1 S_{t+1}^e \quad (A.1)$$

$$S_{t+1}^e = S_t \quad (A.2)$$

$$\Delta I_t = \Delta I_t^D + \Delta I_t^P \quad (A.3)$$

$$\Delta I_t^D = b (I_t^* - I_{t-1}) \quad (A.4)$$

$$\Delta I_t^P = c (S_t - S_t^e) \quad (A.5)$$

Equation (A.1) asserts that the stock of inventory desired at the end of period t is a linear function of the shipments which are expected to be made in period $t+1$. Equation (A.2) reflects the assumption of static expectations. Equation (A.3) is an identity stating that observed changes in inventory must be due either to desired or passive inventory investment or disinvestment. Equation (A.4) is an application of the partial adjustment model to inventories. The desired change in inventory is some fraction ($0 \leq b \leq 1$) of the difference between the stock desired at the end of period t and that which exists at the end of period $t-1$. If $b = 1$ the desired change during period t is just equal to this difference. Equation (A.5) provides a measure of the extent to which unanticipated shipments must be made from inventory. As c tends to one, the deviation between expected and actual shipments must come entirely from inventories (see footnote 30).

Equations (A.1) to (A.5) can be combined to yield the following reduced form,

$$I_t^F = b k_0 + b k_1 S_t + c \Delta S_t + (1 - b) I_{t-1}^F \quad (A.6)$$

²⁹This formation is used by Schultze and Tryon, pp. 281-311.

³⁰See L. D. Taylor, S. J. Turnovsky, and T.A. Wilson, "Wage, Price, and Productivity Behavior in the Canadian Manufacturing Sector" (paper presented to the Canadian Economics Association Annual Meeting, June 3-5 1971, Memorial University of Newfoundland, St. John's) Moving averages of sufficient length to approximate a desired inventory:sales ratio, result in considerable loss of degrees of freedom. For this reason this approach is not used in the present study.

³¹Thomas J. Courchene, *Inventory Behavior and the Stock-Order Distinction: An Analysis by Industry and by Stage of Fabrication with Empirical Applications to the Canadian Manufacturing Sector* Unpublished Ph.D. thesis, Princeton University, 1967.

³²Reduced form estimates are given in the Appendix to this study.

The steady state version of (A.6) is (A.1). Since k_0 and k_1 are just identified, I_t^* is obtained from,

$$I_t^{F*} = \hat{k}_0 + \hat{k}_1 S_t. \quad (A.7)$$

Desired aggregate inventory is generated in a similar fashion. For those industries which produce purely to stock, an equation identical to (A.6) is used. In the stock-order sector the reduced-form equation is modified to appear as,

$$I_t^A = b d_0 + b d_1 N.O._t + b d_2 U_{t-1} + c \Delta S_t + (1 - b) I_{t-1}^A \quad (A.8)$$

Again, in equilibrium $S_t = S_{t-1}$ and $I_t^A = I_{t-1}^A$, so that,

$$I_t^{A*} = \hat{d}_0 + \hat{d}_1 N.O._t + d_2 U_{t-1}. \quad (A.9)$$

The stock of inventory of raw materials, work-in-process, and finished goods desired at the end of period t , depends on the flow of new orders received during t and the stock of unfilled orders in existence at the end of the previous period.³³

Thus, the measures of demand disequilibrium which are generated from this model are:

(a) $(I^{F*} - I^F)$, which is calculated for all of the industries in the sample for which finished goods inventories data are available. These industries are characterized by production to stock on a scale sufficient to maintain an inventory of finished products.

(b) $(I^{A*} - I^A)$, which is calculated for all industries.

Notice that both these variables reflect the sum of past excess or deficient demand experience. The current demand disequilibrium situation may be inferred from a first difference of (a) or (b).

Some industries produce both to stock and to order on a significant scale. In this case demand disequilibrium might be written as,

$$[(I^{F*} - I^F), \frac{U}{S}].$$

LABOR COSTS

The first labor cost variable to be considered is "actual" or "measured" unit labor cost. It is defined as:

$$ULC = W \left(\frac{L}{Q} \right)$$

where W = the wage rate

L = total labor hours

Q = the level of output

³³Equation (A.8) is taken from Courchene, *Inventory Behavior and the Stock-Order Distinction*, p. 140.

It has been used in the price equations of Moffatt³⁴ and Yordon³⁵. The above expression constrains the wage rate and labor productivity to have identical effects on price. Wilton, Andersen and Officer³⁶ have argued that the wage rate and measured labor productivity will not be equal in their effect on price in the short run. W and $\left(\frac{L}{Q}\right)$ appear as separate independent variables in their price equation.

Actual unit labor cost will fluctuate due to cyclical variations in labor productivity. The firm may prefer to base its pricing decision on a measure of unit labor cost which incorporates only permanent productivity changes. Normal unit labor cost is one such measure. It has the effect of isolating long-run costs from those which are transitory. Thus firms may regard all changes in the wage rate as permanent and assume that permanent productivity changes are subject to some long-term trend. A number of investigators (Courchene,³⁷ Morkre,³⁸ and Rippe³⁹) have incorporated this type of behavior in their price equations. They have used ΔW as an independent variable and assume that the trend value of productivity would be captured by the constant term. On other studies the productivity trend is constrained to have the same effect on price as do wages. Hence

$$ULCN = W \left(\frac{L}{Q}\right)^T$$

where $ULCN$ = normal unit labor cost

$\left(\frac{L}{Q}\right)^T$ = a long-run trend value of productivity.

The productivity trend is approximated by a 12-quarter moving average in the work of Schultze and Tryon.⁴⁰ Neild⁴¹ uses a semi-logarithmic time trend. Eckstein and Fromm⁴² use a productivity model, the steady state value of which is again a semi-logarithmic time trend in output per man-hour.

In this study, four labor cost variables are calculated for each industry.⁴³ Two are measures of actual unit labor cost, two of normal unit labor cost. In all cases wage rates and productivity are assumed to exert identical effects on price.

The variables are:

$$(a) ULC = W \left(\frac{H \cdot N}{Q}\right)$$

³⁴Moffatt, p. 258

³⁵Yordon, p. 290

³⁶D. A. Wilton, P. R. Andersen, and L. H. Officer, "Value Added Price Equations for Canadian Industries" (unpublished paper 1968).

³⁷Courchene, "An Analysis of the Price-Inventory Nexus with Empirical Application to The Canadian Manufacturing Sector" p. 326

³⁸Morris E. Morkre, "Short-term Price Change in the Steel Industry" *Review of Economics and Statistics* 52:26-33, February 1970, p. 30.

³⁹Rippe, p. 39

⁴⁰Schultze and Tryon, p. 286

⁴¹Meild, p. 14

⁴²Eckstein and Fromm, p. 1168

⁴³The model was originally estimated with $\Delta W/W$ as the sole labor cost variable. It was assumed that the productivity trend would appear in the constant term. The results obtained were decidedly inferior, from the standpoint of contribution to the explanation of the independent variable, to those obtained using the labor cost variables described in the text.

$$(b) USW = SW \left(\frac{N}{Q} \right)$$

$$(c) ULC^N = W \left(\frac{H \cdot N}{Q} \right)^T$$

$$(d) USW^N = SW \left(\frac{N}{Q} \right)^T$$

where

ULC = actual unit production labor cost

USW = actual unit salaries and wages

ULC^N = normal unit production labor cost

USW^N = normal unit salaries and wages

W = average hourly earning of hourly rated workers⁴⁴

H = average weekly hours of hourly rated workers

N = index of the number of employees reported

Q = real output, either the index of real domestic product by industry, or current dollar shipments plus finished goods inventory change deflated by the relevant output price.

SW = average weekly wages and salaries, all employees

$\left(\frac{H \cdot N}{Q} \right)^T$ = The anti-log of the values predicted by a semi-log time trend fitted to $\left(\frac{H \cdot N}{Q} \right)$

$\left(\frac{N}{Q} \right)^T$ = The anti-log of the values predicted by a semi-log time trend fitted to $\left(\frac{N}{Q} \right)$.

variables (a) and (c) measure production (hourly rated) labor cost only. Variables (b) and (d) encompass all labor costs. N, the index of employees reported, was used in the calculation of ULC rather than the index of production workers employed (PW). The reason is that N is far less erratic. It was assumed that most, if not all, of the variance in N could be explained by variation in the number of production workers employed. This assumption was tested by regressing N on PW

⁴⁴(a) Average hourly earning and average weekly hours are obtained from Canada, Dominion Bureau of Statistics, *Review of Man-Hours and Hourly Earnings*, (Annual) DBS 72-202, various issues, and by special correspondence.

(b) Average weekly wages and salaries and the index of employment are obtained from Canada, Dominion Bureau of Statistics, *Review of Employment and Average Weekly Wages and Salaries*, (Annual) DBS. 72-201, various issues, and by special correspondence.

(c) Real domestic product is obtained from Canada, Dominion Bureau of Statistics. *Indexes of Real Domestic Product by Industry (1961 Base)*. Ottawa, Queen's Printer, 1968. DBS 61-506.

and ΔN on ΔPW . This test was performed for 17 of the 27 industries in the sample. The regression of N on PW achieved values of \bar{R}^2 consistently in excess of 0.95. The regressions of ΔN on ΔPW yielded values of \bar{R}^2 generally in excess of 0.75. Virtually all the variance in the total number of employees reported is explainable by the variation of the number of production workers employed. It therefore appears that little is lost in the use of the index of all employees reported in the calculation of unit production labor cost.

As stated above, the formulation

$$ULC^N = W \left(\frac{H \cdot N}{Q} \right)^T$$

embodies the assumption that all changes in average hourly earnings are considered permanent and incorporated into normal costs. However, W includes overtime premiums which should not be part of the firm's normal cost calculation. Expressions (c) and (d) therefore yield an overestimate of normal unit labor cost during periods in which overtime work is prevalent. Expressions (a) and (b) will also be in error to the extent that firms exclude overtime premiums from their calculation of actual unit labor cost.

This fault can, in principle, be corrected by the estimation of straight time wage rates which exclude overtime premiums. Unfortunately, it is impossible to specify fully a straight time earnings model at the three-digit SIC level. Experiments were conducted with a straight-time earnings variable based on a correction factor estimated at the "all manufacturing" level.⁴⁵ This straight time earnings variable proved significant in only one industry. It was therefore decided to concentrate on measured wage rates. This increases the possibility that there will be a significant intercorrelation between labor cost and demand disequilibrium in the price adjustment equations which follow. This obviously makes it more difficult to separate the effect of demand from that of the change in unit labor cost. These two explanatory variables do appear to be significantly correlated in several cases. This issue is discussed further in section 11.

Finally, it is necessary to assume that the rate of change of labor cost is either exogenous or predetermined in order to justify the use of a single equation price adjustment model. The exogeneity assumption derives considerable support from the work of Scarfe.⁴⁶ He found that industry wage levels were determined exclusively by factors external to that industry in 46 of 57 industries studied. He found that the industry wage level was related to the industry output and/or employment level in 11 cases. However, the lags in this relationship are sufficient to characterize wage rates as pre-determined. For the purpose of the present model, the change in the wage rate is assumed to be similarly pre-determined.

⁴⁵The correction factor was obtained from work done at the "all manufacturing" level by Professor T. A. Wilson of the University of Toronto.

⁴⁶See B. L. Scarfe, *Price Determination and Process of Inflation in Canada*. Study done for the Prices and Incomes Commission. Ottawa, Information, Canada, 1972. Scarfe finds that the national unemployment rate and the industrial composite measure of average weekly wages and salaries are the important external factors.

MATERIALS COST

In principle, unit materials cost may be calculated as

$$UMC = M \left(\frac{J}{Q} \right)$$

where UMC = unit materials cost

J = the quantity of material inputs

Q = the volume of output

M = the index of materials prices

However, no information about the behavior of J/Q is available. If J/Q remained constant over the sample period one could substitute $\Delta M/M$ for $\Delta UMC/UMC$. According to Heflebower,⁴⁷ many firms do assume J/Q is constant when they make their pricing decision. This assumption is also made here. Thus, $\frac{\Delta UMC}{UMC} = \frac{\Delta M}{M}$.

If there is a trend to J/Q, it will appear in the constant term of the regression.

The calculation of M_i , the materials price index for the i^{th} industry, is described in the Appendix to this study. It is a weighted average of the price indexes of 83 commodity and service groups from which industry i can draw its non-labor inputs. The weight of each of these groups in M_i is calculated from information found in the Input-Output Table.⁴⁸ The prices used are often proxies for the desired commodity or service price. Variations in the suitability of these proxies causes an unfortunate unevenness in the quality of the input price indexes.

The single equation approach again requires that $\frac{\Delta M}{M}$ be determined exogenously. $\Delta M/M$ is exogenous only if the industry in question exerts a negligible effect on it. This requires that each of the sample industries be a relatively small buyer on the market for its material inputs. In some cases this assumption is questionable and the coefficient estimate on $\frac{\Delta M}{M}$ may be biased upwards.

Vertically integrated, resource based industries such as SIC 271 (Pulp and Paper), 291 (Iron and Steel), 295 (Smelting and Refining) and 365 (Petroleum Refining) set raw material transfer prices largely for bookkeeping purposes. It is not clear that these prices are even relevant decision variables in these industries. The empirical results (see Table XLIV) indicate that raw materials price is significant in some resource based industries (291, 365R) and not in others (271, 295). The results may have more to do with the quality of the proxies than with the decision process of the industry.

⁴⁷ Heflebower, p. 372

⁴⁸ Canada, Dominion Bureau of Statistics. *Systems of National Accounts. The Input-Output Tables. Vol. 1. The Input-Output Structure of the Canadian Economy, 1961*. Ottawa, Queen's Printer, 1969. DBS 15-501,

FOREIGN PRICES AND THE EXCHANGE RATE

For all but three industries in this sample, a U.S. wholesale price index which adequately matches the Canadian industrial selling price is available.⁴⁹ The U. S. price is said to match the Canadian price if a U. S. price exists for the group of commodities produced by a Canadian three-digit industry.

As stated in the Appendix to this study, the materials price indexes do not include prices of those imported inputs which compete with domestically produced inputs. To the extent that the former originate in the United States, a significant coefficient on the U. S. price may imply only that the raw materials price index does not adequately reflect the same. However, the raw materials price index does contain the prices of domestically produced inputs which compete with the imported ones. This implies that the change in the U. S. price and the change in the raw materials price may be significantly correlated. If the change in the U. S. price is more strongly correlated with the dependent variable than with the change in the materials price index, it is legitimate to infer the existence of a foreign influence as posited in section 4.

As stated in section 4, the exchange rate may exert an effect on the rate of change of the Canadian price which, in the short run, is not equal to that of the relevant U. S. price. In this case, both the rate of U. S. price change and the rate of change in the exchange rate appear as independent variables in the regression.

Since no other foreign prices are used, the exchange rate provides the only measure of the differing effect of, say, Japanese prices on Canadian prices. Thus, it may appear in an equation on its own (as the only foreign influence variable) when the relevant competitor is not based in the U. S.

Both the rate of U. S. price change and the rate of change in the exchange rate are assumed exogenous to the model. This assumption is justified as long as none of the Canadian industries in the sample can exert an appreciable effect on the rate of price change in the corresponding U. S. industry. This appears to be the case with respect to the industries in the present sample.

REALIZED PRICES⁵⁰

It is quite possible that the quoted price used in the present statistical work may differ from the price at which transactions are actually taking place. Adherence to a standard set of cost-oriented list prices is a form of oligopolistic coordination. Price concessions are not uncommon, however.⁵¹ These may take the form of freight absorption, or an import competition allowance, or a promotional allowance (to

⁴⁹The U.S. wholesale prices are taken from U.S. Bureau of Labor Statistics, *Wholesale Prices and Price Indexes* (Monthly), various issues. American industrial selling prices which are equivalent to the Canadian industrial selling price begin in 1965. Therefore, the commodity based wholesale prices are used. In the case of SIC's 231 (Hosiery Mills) and 239 (Other Knitting Mills), there is no U.S. commodity group which accounts for more than a fraction of the output range of the Canadian industries. In the case of SIC 325 (Auto Parts and Accessories), the U.S. wholesale price index is not available prior to 1965.

⁵⁰The terms realized, implicit, and transaction price are used interchangeably as are the terms quoted, list, and published price.

⁵¹Statistic Canada's industrial selling price surveys do seek specific information about off-list sales. In many cases, however, these are simply not reported.

retailers). Under the pressure of excess capacity, "off grade" products may be made available at a lower unit price.⁵²

The transaction price may therefore be more flexible than the quoted price. Changes in it may lead changes in the quoted price. The transaction price is more likely to respond to a given degree of demand disequilibrium than is the quoted price.

In 11 industries it is possible to calculate an implicit price index which will better reflect the various concessions obtained by buyers. This price is calculated as

Implicit Price = (Current Dollar Gross Output)/(Real Output)

or

$$\text{Implicit Price (Period 1)} = \frac{(S_1 + \Delta I_1)}{(S_0 + \Delta I_0)} / \frac{Q_1}{Q_0} \quad (14)$$

where S_1 = shipments made in period 1

ΔI_1 = finished goods inventory change in period 1

Q_1 = real output in period 1

S_0 = shipments made in period 0

ΔI_0 = finished goods inventory change in period 0

Q_0 = real output in period 0

It is important to note, however, that this calculation is legitimate only if the index of real output has been obtained by comparing physical quantities of goods produced in the current and base period. If the measure of real output is itself calculated by deflating current dollar quantities produced, no information will be gained.

Serious error is also introduced if labor hours are used to predict real output. Since output per man hour varies over the cycle (positively as capacity utilization), real output will be underestimated at the cyclical peaks and overestimated at the troughs. An implicit price based on such a measure would rise as true output rises and fall as true output falls. Thus providing the illusion that it is demand responsive. A recent example of such an error can be found in a study by Morkre.⁵³ His realized price is, effectively, current dollar output per labor-hour. Needless to say he finds it responsive to his measure of demand.

Quarterly real output series which provide a usable measure of Q_1/Q_0 are available for the following sample industries:

SIC Number	Basis for Q_1/Q_0
145	gallons of beer
174	pairs of shoes
183	bales of cotton opened
201	pounds of fabric, yards of yarn
252	board feet of plywood
271	tons of pulp and newsprint
291	tons of steel
295	pounds of copper, nickel, lead, etc.

⁵²For examples of the bewildering variety of forms which off-list price competition can take, see Canada, Restrictive Trade Practices Commission, "Report Concerning the Manufacture, Distribution, and Sale of Evaporated Milk and Related Products," Ottawa, Queen's Printer, 1962. (RTPC No. 22)

⁵³Morkre, p. 27

323	number of vehicles
365	barrels of petroleum products
376	pounds of soap

SOURCE: Statistics Canada, special correspondence.

A four quarter moving average of both the numerator and denominator of (14) was used to smooth some irregularities in the component series.

A comparison of the coefficients of variation of the quoted and implicit price series is shown on Table XLII. In eight of 11 cases the coefficient of variation of the implicit price is equal to or greater than the coefficient of variation of the quoted price even after the former has been "smoothed." In three cases the reverse is true. In only one of this (295) is there a large discrepancy. In eight of 11 cases there is a significant positive correlation between the levels of the two price series. A significant correlation exists between percentage changes in only three cases.

TABLE XLII
Comparison of Quoted and Implicit Prices

SIC Number	C.O.V. Quoted Price	C.O.V. Implicit Price	n Price Levels	r Per Cent Changes
145	0.039	0.024	0.83	0.23
174	0.094	0.158	0.95	-0.15
183	0.030	0.059	0.84	0.11
201	0.034	0.034	-0.40	0.02
252	0.100	0.090	0.77	0.33
271	0.045	0.093	0.98	0.11
291	0.022	0.039	0.78	0.42
295	0.146	0.038	0.62	0.42
323	0.020	0.045	-0.22	0.08
365	0.024	0.050	0.66	0.10
376	0.031	0.034	-0.14	0.01

In three cases (174, 201, 323), the two price series diverge over time. This difference is most likely due to the fact that the implicit price index reflects the current composition of output while the quoted price does not. The latter is calculated using fixed commodity weights for each industry. SIC 323 provides a practical example of this. The realization per vehicle has fallen (due to a shift to smaller cars) while the quoted prices of the models entering the Statistics Canada weighting scheme have risen.

The implicit prices calculated here are used as dependent variables in the price adjustment equations specified in section 4. The results are shown on Table XLIV.

Note that the use of current weights in the realized price may not be compatible with the assumption that the volume of material input per unit of output is constant (see section 8). If the composition of output shifts over time (as from larger to smaller cars), one expects that (J/Q) will also change. Thus, the partial correlation between $\frac{\Delta M}{M}$ and the rate of change in the implicit price is likely to be

lower than the partial correlation between $\frac{\Delta M}{M}$ and the rate of change in the quoted (fixed commodity weight) price. The labor cost variables allow for changes in the volume of output per unit of labor input and will, therefore, not be affected. This issue is discussed further in section 11(g).

PRICE ADJUSTMENT EQUATIONS: EMPIRICAL RESULTS

(a) *Significant Equations*

Estimates of the price, adjustment models are shown on Table XLIV. The equations in which the dependent variable is the rate of change in the implicit price are marked with an R. All the equations for each industry are shown together to facilitate comparison. Using the models derived in section 4, it is possible to obtain significant values of \bar{R}^2 in 21 of 27 cases at the 95 per cent confidence level.⁵⁴

There are 18 industries in which a significant \bar{R}^2 can be obtained using the rate of change in the quoted price as the dependent variable. These are:

<u>SIC Number</u>	<u>Name</u>	<u>\bar{R}^2</u>
128	Biscuit Manufacturers (Mfrs.)	0.30
131	Confectionery Mfrs.	0.27
174	Shoe Mfrs.	0.47
183	Cotton Yarn and Cloth Mills	0.51
197	Wool Cloth Mills	0.31
201	Synthetic Textile Mills	0.30
239	Other Knitting Mills	0.33
243	Men's Clothing Industry	0.44
252	Veneer and Plywood Mills	0.24
271	Pulp and Paper Mills	0.54
291	Iron and Steel Mills	0.32
295	Smelting and Refining	0.57
305	Wire and Wire Products Mfrs.	0.74
306	Hardware, Tool, and Cutlery Mfrs.	0.44
311	Agricultural Implement Industry	0.34
334	Mfrs. of Household Radio and Television Receivers	0.23
336	Mfrs. of Electrical Industrial Equipment	0.40
338	Mfrs. of Electric Wire and Cable	0.74

In three industries a significant \bar{R}^2 is obtainable only when the rate of change in the implicit price is used as the dependent variable. These industries are:

145	Breweries	0.20
365	Petroleum Refineries	0.45
376	Mfrs. of Soap and Cleaning Compounds	0.49

There are five industries in which the model posited in section 4 fails to explain a significant fraction in the rate of change in the quoted price. It was impossible to calculate a legitimate implicit price series for these industries. They are:

112	Fruit and Vegetable Canners and Preservers
231	Hosiery Mills
325	Motor Vehicle Parts and Accessories Mfrs.
374	Mfrs. of Pharmaceuticals and Medicines
375	Paint and Varnish Mfrs.

⁵⁴ An F-test is used here. See Arthur S. Goldberger, *Econometric Theory*, New York, Wiley, 1964 p. 176.

Significant values of \bar{R}^2 are obtained in 20 of 27 cases at the 99 per cent confidence level.

Finally, there is one industry in which the present model fails to explain a significant fraction of the rate of change in either the quoted or the implicit price. This industry is SIC 323, Motor Vehicle Manufacturers.

The failures do not appear to have any common characteristics. In two cases (231 and 325) there was no U.S. price available. This may have been crucial to the explanation of the price behavior of the latter industry.

A plausible explanation exists for the poor results obtained in industry 112. This industry is concerned with processing raw fruit and vegetables. The price of inputs, the materials to be processed, will be particularly strategic. Unfortunately, there is no price series available for raw fruit and vegetables and the proxies used are obviously inadequate.

The mark-up model developed in section 4 is inappropriate for an industry such as SIC 374. Variable costs account for a relatively small proportion of total costs (see Table XLIII). It is not surprising that changes in variable costs have no effect on price in the short run.

The observed quarter-to-quarter price change in many of the sample industries is very small. It is likely that the dependent variable in this model is afflicted with a relatively high proportion of random movement. In this case, the generally low \bar{R}^2 's achieved do not necessarily indicate that the model is inappropriate. A considerable proportion of the unexplained variance is likely to be due to this random movement.

Of the legitimate unexplained variance, the largest proportion is most likely due to the short-run nature of this model. The present specification ignores all influences on the rate of price change which take more than one quarter to exert their effect. The recognition of these adjustment lags would no doubt result in an increase in the values of \bar{R}^2 . However, this is not directly relevant to the stated purpose of this study, which is to provide an inter-industry comparison of the short-run determinants of the rate of change of selling prices.

(b) *Demand*

The coefficient of one of the demand disequilibrium variables enters the price adjustment equation significantly and with the correct sign in 13 industries. Table XLV contains the pertinent information.

A demand disequilibrium variable enters the "best"⁵⁵ price adjustment equation in 10 of these industries. These are 128, 131, 183, 197, 271, 306, 334, 336, 338 and 365R.

Demand disequilibrium is significant in six of the seven stock-order industries and in seven of the 20 pure stock industries in the sample.

A significant partial correlation between demand disequilibrium and the rate of price change can be inferred with greater frequency in the group of industries which

⁵⁵The "best" equation is that which achieves the highest \bar{R}^2 while remaining consistent with the models derived in section 4.

produce primarily to order.⁵⁶ This may be due to the fact that unfilled orders are a more direct and hence a better measure of demand disequilibrium than is the deviation between actual and desired inventory.

The demand disequilibrium variable generated from inventory model (A.1) to (A.9) does prove superior in seven cases (see Table XLIV). However, six of these are industries which produce primarily to stock. No data on orders are available. The inventory disequilibrium model does not do well in the group of industries which produce primarily to order. For these industries, desired inventory is expressed as a function of current orders and unfilled orders lagged one period (see equation (A.8). Use of new orders, or unfilled orders themselves, or in conjunction with the simple mean deviation form of inventory disequilibrium, achieve better results here.

In certain industries, the demand variables suffer from a high degree of intercorrelation with labor cost (SICs 239, 243) and with the raw materials price (252, 305), or with both of these (306). It will be recalled that some intercorrelation between demand and labor costs was to be expected as a consequence of using average hourly wages including overtime premiums to calculate labor cost. The intercorrelation between demand and materials price is evidence of a possible misspecification of the model. Excess demand in the product market manifests itself in increases in materials prices. This would occur only if the industry in question were a relatively large buyer on the relevant factor markets. This is a violation of one of the assumptions of the model. This occurrence does not appear to be widespread however.

It is now necessary to confront the hypotheses made in section 2, regarding the effect of market structure on the demand sensitivity of margins, with the empirical evidence. The basic hypothesis is, of course, that demand sensitive margins are a characteristic of the less concentrated industries.

The industries in which demand disequilibrium entered the "best" price adjustment equation significantly are shown on Table XLVI along with the industry concentration ratio. As is evident, these industries vary in concentration from the very low (306) to the very high (338). There does not appear to be any pattern. A simple test of the above hypothesis is to compare the median concentration ratio of the group in which there is a significant partial correlation between demand and the rate of change in the quoted price with the median concentration ratio of the group in which there is not. Results obtained using implicit prices should be excluded from this test since it is a matter of chance that they are available for some industries and not for others.

⁵⁶The frequency of significant partial correlations between demand and the rate of price change is significantly greater in the group of industries which produce at least partly to order. The test statistic is,

$$\frac{p_1 - p_2}{\sigma(p_1 - p_2)}$$

where P_1 = the proportion of significant partial correlations between demand and the rate of price change in the stock-order group.

P_2 = the proportion of significant partial correlations in the pure stock group.

It has a value of $(0.857 - 0.350)/0.169 = 3.00$.

The results of this test are contradictory to *a priori* expectations. The group in which there is a significant partial correlation between demand and the rate of price change has both a higher mean and a higher median concentration ratio.^{5 7}

Another approach to this problem is to calculate the coefficient of rank correlation between industry concentration and the partial correlation between change in quoted price and demand. Application of this technique merely confirms the finding described in footnote 57. There is a positive but insignificant relationship between market concentration and the demand sensitivity of margins.

Some investigators have argued that, in truly competitive industries, a deviation between supply and demand will result in an immediate price adjustment. Hence the variance of demand disequilibrium variables will be minimal. This would result in an insignificant partial correlation between price change and demand in the most competitive sectors.^{5 8} It is further argued that demand sensitive margins will be observed only in the middle range of concentration ratios. That is, they will be observed in industries with some discretion over price but not the degree of interdependence which inhibits price competition.

Eckstein and Wyss found that all the industries for which they were able to infer the existence of demand sensitive margins could be assigned to this middle range.^{5 9} This is clearly not the case in this study. Industries displaying demand sensitive margins range from the second least concentrated in the sample (306) to the several most concentrated (183 and 338).

The same authors also argue that since concentrated industries have more discretion over the size and timing of their price changes, the estimated equations should display a poorer fit as industry concentration increases. This hypothesis is not confirmed by the simple tests described above. To augment these tests a multivariate analysis of the values of \bar{R}^2 taken from Table XLIV is performed. The latter tests the above hypothesis while taking account of the possible causes of the low values of \bar{R}^2 obtained in some industries. These were discussed in section (11a). Thus,

$$\bar{R}_i^2 = a_0 + a_1 CR_i + a_2 \left(\frac{VC}{S}\right)_i + a_3 D_{1i} + a_4 D_{2i} + a_5 D_{3i} \quad (15)$$

where \bar{R}_i^2 = the value of \bar{R}^2 in industry i ^{6 0}

CR_i = the concentration ratio in industry i ^{6 1}

^{5 7}Due to the relatively large variation within these two groups, this difference, though large, is not significant. The median concentration ratio of the group of industries in which there exists a significant partial correlation between demand, and the rate of change in the quoted price is 6.7. The median concentration ratio of the balance of the sample is 14.4. A rank sum test of the difference of two medians, rather than a test of the difference of two means, is employed in this case. This avoids the necessity of assuming that the underlying distribution is normal. In the case of concentration ratios this assumption is untenable. See Paul G. Hoel, *Elementary Statistics*, 2nd ed. New York, Wiley, 1966 pp. 252-255.

^{5 8}See O. Eckstein and D. Wyss, "Industry Price Equations," (paper presented to the Conference on The Econometrics of Price Determination, Washington, D. C., October, 1970) p. 12.

^{5 9}Eckstein and Wyss, pp. 12 – 14.

^{6 0}This is taken from equations in which the change in the quoted price is the dependent variable. The values used are found in section 11(a) or Table XLIV.

^{6 1}The concentration ratio used in this case is the Herfindahl index. It is taken from Canada, Department of Consumer and Corporate Affairs, *Concentration in the Manufacturing Industries of Canada*, Ottawa, 1971.

$(\frac{VC}{S})$ = the ratio of variable costs to the total value of shipments in industry i

D_{1i} = one if industry i produces at least partly to order, otherwise zero

D_{2i} = one if no U.S. price is available for industry i , otherwise zero

D_{3i} = one if the input price is either unavailable (SIC 334) or unsatisfactory (SIC 112), otherwise zero.

One expects that \hat{a}_2 and \hat{a}_3 will be positive that \hat{a}_1 , \hat{a}_4 and \hat{a}_5 will be negative. The results of this test are shown on Table XLVII. *Ceteris paribus*, the values of \bar{R}^2 are lower in the more concentrated industries. However, the relationship is not significant. All coefficients are of the expected sign. Values of \bar{R}^2 are significantly greater in industries producing at least partly to order, and significantly lower in the industries in which the U.S. price, or an acceptable input price, is not available.

The partial correlation coefficients between demand and the rate of price change may be analyzed in a similar fashion. Use of this technique makes it possible to isolate the relationship between market concentration and the demand-price change correlation, given the fact that the latter is consistently stronger in the stock-order industries. The multivariate approach also facilitates a test of the hypothesis advanced in section 2 that, at any level of market concentration, a given level of demand disequilibrium is more likely to result in a price change in a non-durable goods industry. Thus,

$$r_{pi} = b_0 + b_1 CR_i + b_2 DD_i + b_3 OD_i \quad (16)$$

where r_{pi} = the coefficient of partial correlation between demand and the rate of change in the quoted price.⁶²

CR_i = the concentration ratio in industry i (see footnote 61)

DD_i = one if industry i is a durable goods producer, otherwise zero

OD_i = one if industry i produces at least partly to order, otherwise zero

One expects that \hat{b}_1 and \hat{b}_2 will be negative and \hat{b}_3 will be positive. The estimate of this model is shown on Table XLVII. The concentration ratio has the wrong sign and is insignificant. The durable goods dummy has the correct sign but is insignificant. The production-to-order-dummy is marginally significant. Thus, the above partial correlation is significant more frequently (see footnote 56) and, at the 90 per cent confidence level, has a greater value in the stock-order sector. The hypotheses regarding the relationship between the demand sensitivity of margins and both market concentration and the production of non-durable goods are clearly rejected under the scrutiny of the univariate and multivariate analysis.

(c) *International Factors*

The change in the intensity of international competition is a significant explanatory variable in the price adjustment equations of nine industries. In seven

⁶²The values of r_{pi} are taken from Table XLV or calculated from the results shown on Table XLIV.

cases, the relevant variable is the rate of change in the U.S. price adjusted for changes in the exchange rate.⁶³ These are:

SIC Number	Name	Partial Correlation With $\frac{\Delta P}{P}$
174	Shoe Mfrs.	0.44
201	Synthetic Textile Mills	0.48
271	Pulp and Paper Mills	0.72
295	Smelting and Refining	0.82
306	Hardware, Tool, and Cutlery Mfrs.	0.29
311	Agricultural Implements	0.56
336	Electrical Industrial Equipment	0.38

In two cases the relevant variable is the rate of change in the exchange rate itself. These are:

183	Cotton Yarn and Cloth Mills	0.26
197	Wool Cloth Mills	0.50

This occurrence is consistent with the expectation, stated in section 4, that the change in the exchange rate exhibit a higher partial correlation with $\frac{\Delta P}{P}$ than does the adjusted rate of change of the U.S. price, if the relevant foreign competitor is not based in the United States. In both of these textile industries it is reasonable to believe that the relevant foreign competitors are not, in fact, based in the United States.

In addition to the current rate of change in the exchange rate, four, eight, and 12 quarter moving averages of the rate of change in the exchange rate are also tested. The form finally used is the one which maximizes the partial correlation between the adjusted U.S. price change, or the rate of change in the exchange rate itself, and the dependent variable. This procedure is designed to take account of any lags which may exist between changes in the exchange rate and changes in the landed price of foreign goods. This practice is not inconsistent with the short-run nature of the model.⁶⁴

In two cases the adjusted change in the U.S. price is highly correlated with the change in the raw materials price. These are SICs 174 and 338. Both are characterized by one dominant material input (leather and copper respectively), which is common to both the Canadian and American industry. In neither case do the two coexist as significant independent variables. In industry 174 the adjusted change in the U.S. price is the significant variable while in industry 338 it is the raw materials price.

The price adjustment equations in two industries conform to the strict tariff limit pricing model outlined in section 4. These are SICs 201 and 295. In both cases the change in the U.S. price adjusted for the exchange rate is the only significant variable.

⁶³ In most of these cases it appears to be legitimate to constrain the coefficient on the change in the U.S. price to equal the coefficient on the change in the exchange rate and thus to specify the foreign influence variable as $\left[\frac{\Delta P_{u.s.}}{P_{u.s.}} + \frac{\Delta R}{R} \right]$.

⁶⁴ The estimated coefficient on the adjusted U.S. price reflects effect of current changes in the delivered price of foreign goods on the margins of domestic producers.

In three cases the rate of change in the U.S. price is significant only when it is not adjusted for changes in the exchange rate. These are:

SIC 291	Iron and Steel Mills
SIC 323	Motor Vehicle Mfrs.
SIC 375	Paint and Varnish Mfrs.

Domestic producers are clearly responding to something other than the landed price of American goods. In industry 323 a mechanism other than tariff limit pricing might be more appropriate. The price quoted by Canadian subsidiaries may be set by the American parent.⁶⁵

This mechanism is not plausible for industries 291 and 375, however. The correlation obtained in this case may be assumed to arise from parallel movements in cost and demand in both countries. The U.S. price has no causal role.⁶⁶

One expects strict tariff limit pricing to be associated with oligopoly. In a competitive industry, foreign influences should be transmitted through cost and demand variables. However, it was demonstrated in section 4 that the influence of foreign prices may be associated with the differentiation of domestic from imported products. An increase in the relative price of competing foreign goods results in an outward shift of the demand schedule and an increase in the margins of domestic producers. A concentrated market is not necessary.

Similarly, the existence of a significant foreign influence on the domestic price in a given industry does not necessarily imply that one must observe a significant volume of imports in that industry. The tariff limit pricing model is based on the assumption that industry prices are set so as to exclude imports. On the other hand, the hypothesis that a change in the landed price of foreign goods shifts the demand schedule for the domestic product implies that the market is shared by domestic and foreign goods.

Notwithstanding the ambivalence of the expectations expressed above, it is of some interest to conduct a few simple tests of the relationship between market structure and the degree of international influence in the price adjustment equation. If the sample is divided into two groups comprising industries with four firm concentration ratios above 50 per cent and industries with four firm concentration ratios below 50 per cent, one finds that the proportion of price adjustment equations in which there is a significant partial correlation between the

⁶⁵ Documentation of this practice on a rather smaller scale is provided in Canada, Restrictive Trade Practices Commission, "Pricing Practices in the Pencil Industry," Ottawa, Queen's Printer, 1964. (RTPC No. 31)

The suggestion that this practice may have general relevance may be found in R.E. Caves and G.L. Reuber with others, *Capital Transfers and Economic Policy: Canada, 1951-1962*, Cambridge, Mass, Harvard University Press, 1971, (Economic Studies, No. 135) pp. 214-215.

⁶⁶ It remains necessary to explain why the U.S. price is more highly correlated with the Canadian price than are Canadian cost and demand conditions. In SIC 375 (see Table XLIV) none of the domestic cost and demand variables have any explanatory power. They obviously provide a poor indication of cost and demand conditions in SIC 375. The significance of the unadjusted U.S. price reflects the extent to which these cost and demand conditions are common to both the Canadian and American industries.

In SIC 291 the raw materials price index is largely the price of coal which both the U.S. and the Canadian industries draw from the same source, and an export price for iron ore. It is not surprising that the materials price drops out of the equation for SIC 291 when the unadjusted change in the U.S. price is entered.

foreign influence variable and the dependent variable does not differ between the groups.⁶⁷ If the sample is divided into two groups comprising industries in which imports exceed 20 per cent of the value of domestic industry shipments, and industries in which they do not, one finds that the proportion of price adjustment equations in which there is a significant partial correlation between the foreign influence variable and the dependent variable is greater in the first group. Significant foreign effects are more likely to occur in industries in which imports equal 20 per cent or more of the shipments of the domestic industry.⁶⁸

This result confirms one conclusion reached by J. M. Curtis in his study of this problem.⁶⁹ However, Curtis performed an inter-industry comparison of univariate regression coefficients (Canadian price change versus the unadjusted change in the U.S. price) while this study uses partial correlation coefficients.

A more thorough approach to this problem would take into account the interaction of these effects of the various elements of market structure on these partial correlation coefficients. This was attempted in section 11(b) in conjunction with the cross-sectional analysis of the demand-price change relationship. The results of this attempt and the general quality of the time series evidence indicate that further analysis of this type is not warranted at this time.

(d) *Expectations Regarding Coefficients on the Cost Variables*

A priori expectations regarding the estimated coefficients of the cost variables were expressed in section 4 as

$$\hat{\alpha}_2 = E \cdot \frac{ULC}{P}$$

$$\hat{\alpha}_3 = E \cdot \frac{UMC}{P}$$

$$\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3 = 1$$

It is possible to approximate the values of $E \cdot \frac{ULC}{P}$ and $E \cdot \frac{UMC}{P}$ from census data.⁷⁰ These approximations may be termed the "equilibrium values" of the cost coefficients. They are equilibrium values in the sense that if a cost change, including

⁶⁷The four firm concentration is for the year 1965 and is taken from, Canada, Department of Consumer and Corporate Affairs, *Concentration in the Manufacturing Industries of Canada*, Ottawa, 1971. The proportion of significant partial correlations is in fact higher in the concentrated group (0.42 versus 0.25) but not significantly so. The value of the test statistic is 0.89.

⁶⁸The import percentages are for the year 1964, and are taken from Max D. Stewart, *Concentration in Canadian Manufacturing and Mining Industries*. Ottawa, Economic Council of Canada, 1970. Background Study to the Interim Report on Competition Policy. pp. 117-120. The test statistic is $(P_1 - P_2) / \sigma (P_1 - P_2)$ where P_1 = proportion of significant partial correlations between the relevant foreign influence variable and the dependent variable in industries in which imports equal 20 per cent or more of domestic shipments.

P_2 = proportion of significant partial correlations in industries in which imports equal less than 20 per cent of domestic shipments. The value of the test statistic is 2.49.

⁶⁹Curtis' analysis of this problem appears in Caves and Reuber, pp. 203-218. He also finds that the degree foreign ownership in a given market is a significant determinant of the size of the simple regression coefficient.

⁷⁰The relevant census data is shown on Table XLIII and is taken from Canada, Dominion Bureau of Statistics, *Manufacturing Industries of Canada: Section A; Summary for Canada*. (Annual) DBS 31-203, various issues.

the share of the mark-up which each cost variable must bear, is fully passed on at the time it is incurred, the relevant coefficient estimate will not differ from the values calculated below.

If salaries are included with variable costs, $\hat{\alpha}_2$ should tend to $E(USW)/P$ which can be approximated

$$\frac{WS}{V} \bigg/ 1 - \frac{C}{V}$$

In this case $E(UMC)/P$ can be approximated by

$$\frac{M}{V} \bigg/ 1 - \frac{C}{V}$$

If only hourly rated wages and raw materials cost are considered to be variable, then $E(ULC)/P$ is

$$\frac{W}{V} \bigg/ 1 - \frac{C}{V}$$

and $E(UMC)/P$ is

$$\frac{M}{V} \bigg/ 1 - \frac{C}{V}$$

where WS = average annual wage and salary bill

V = average value of shipments

C = average overhead cost including monopoly profit

M = average annual materials bill

W = average annual production wage bill

Z = overhead cost including salaries and monopoly profit.

The present model, being a description of short-run price behavior, ignores overhead costs. The "E" term reflects only the existence of monopoly profit. The scaling factors used above include fixed costs in addition to monopoly profit. The equilibrium coefficients calculated above are, nevertheless, entirely correct if model (1) is valid, and overhead cost is not relevant to the short-run price level decision, or if firms assume that overhead changes proportionately with variable costs and set mark-ups to reflect this.⁷¹

The results of the calculations described above are shown on Table XLVII.

(e) *Labor Costs*

One of the four labor cost variables, introduced in section 7, enters the price adjustment equation significantly and with the correct sign in 18 of 27 cases. Actual unit labor cost ($\Delta ULC/ULC$) displays the strongest partial correlation with price change in the following eight industries:

128	Biscuit Mfrs.
131	Confectionery Mfrs.
197	Wool Cloth Mills

⁷¹If fixed costs are reflected in the short-run price level, but do not change in the short-run, one expects $\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3 < 1$.

271R	Pulp and Paper Mills
323R	Motor Vehicle Mfrs.
334	Mfrs. of Household Radio and Television Receivers
338	Mfrs. of Electric Wire and Cable
365R	Petroleum Refineries

The rate of change in actual unit labor cost is the only significant labor cost variable in all but one of the above industries. The exception is SIC 128 in which the change in normal unit labor cost ($\Delta ULC^N/ULC^N$) is also significant.

The rate of change in normal unit labor cost exhibits the highest partial correlation with the dependent variable in six industries. These are:

174	Shoe Factories
183	Cotton Yarn and Cloth Mills
243	Men's Clothing Industry
291	Iron and Steel Mills
305	Wire and Wire Products
306	Hardware, Tool, and Cutlery Mfrs.

The change in actual unit labor cost is not significant in any of the above.

The rate of change in actual unit wages and salaries ($\Delta USW/USW$) shows the highest partial correlation with the dependent variable in three cases. These are:

145R	Breweries
201R	Synthetic Textile Mills
376R-M	Mfrs. of Soap and Cleaning Compounds

The rate of change in normal unit salaries and wages ($\Delta USW^N/USW^N$) is the superior labor cost variable in one case:

239	Other Knitting Mills
-----	----------------------

The rate of change in normal unit labor cost is also significant in this industry.

It was suggested in section 2 that concentrated industries may rely on normal labor cost measures as a basis for pricing decisions, while in atomistic industries, actual labor costs are used. The proposition receives no support from the estimated price adjustment equations. There is no significant difference between the concentrated and unconcentrated segments of the sample in the frequency with which the change in normal labor cost ($\Delta ULC^N/ULC^N$ or $\Delta USW^N/USW^N$) is the superior labor cost variable.⁷²

The same simple test reveals that the frequency with which one can infer a significant partial correlation between any measure of the change in labor cost and the rate of price change does not differ between the concentrated and the unconcentrated segments of the sample.⁷³

The frequency of significant partial correlations between the change in labor cost and the change in the quoted price is smaller in the group of industries in which either imports or exports account for more than 20 per cent of domestic

⁷²The sample is again divided into two groups comprised of industries in which the four firm concentration ratio exceeds 50 per cent and those in which it does not. The frequency with which either $\Delta ULC^N/ULC^N$ or $\Delta USW^N/USW^N$ shows the highest partial correlation with $\Delta P/P$ does not significantly between the two groups.

⁷³Since implicit prices are not available for all the industries in the sample, this test is conducted using only the results obtained from equations in which the dependent variable is the rate of change in the quoted price.

industry shipments.⁷⁴ This provides some tentative support to the hypothesis advanced in section 2, that labor costs will be less significant, in the short run, in industries facing international competition. The reader will recall that proponents of this view also predict that differences in "openness" among industries should not affect the short run importance of changes in materials cost in the price adjustment equation. This prediction is confirmed by a test of the difference in the frequency with which materials cost changes are significant in the two subsamples described in footnote 74. These two results thus provide a basis for a more thorough analysis, which would consider additional structural variables and their interaction.

The estimated coefficient of the change in labor cost is not significantly different from its equilibrium value (see section 10(d) and Table XLVIII) in 14 cases. In four cases, 145R, 201R, 239 and 376R, the relevant labor cost variable is unit salaries and wages. Equilibrium values of the coefficient of this variable appear in the first column of Table XLVIII. In the other 10 cases, labor costs include only hourly rated waged. The coefficient estimates should be compared with the equilibrium values in the third column of Table XLVIII.

There are three industries in which the coefficient of the change in labor cost is significantly greater than zero but less than its equilibrium value. These are SIC's 197, 334, and 338. In one industry, 376, the coefficient on the change in labor cost is significantly greater than its equilibrium value.

(f) *Materials Cost*

If consideration is confined to the "best" equations, the coefficient of the raw materials price index is significantly greater than zero, and has the correct sign in 14 of 26 cases. In SIC 334 a suitable input price is not available. In SIC 201 the materials price index is significant but it has the wrong sign. The 14 industries are:

128	Biscuit Mfrs.
131	Confectionery Mfrs.
183	Cotton Yarn and Cloth Mills
239	Other Knitting Mills
243	Men's Clothing Industry
252	Veneer and Plywood Mills
291	Iron and Steel Mills
305	Wire and Wire Products
306	Mfrs. of Hardware, Tools and Cutlery
311	Agricultural Implement Industry
336	Mfrs. of Electrical Industrial Equipment
338	Mfrs. of Electric Wire and Cable
365R	Petroleum Refineries
376R	Mfrs. of Soap and Cleaning Compounds

In nine of the above, the estimated coefficient is not significantly different from its equilibrium value. These are 239, 243, 252, 305, 306, 311, 336, 365R, and 376R. In four industries it falls short of its equilibrium value, while in one it exceeds it. There are four reasons why the coefficient estimates under discussion

⁷⁴The test statistic is again $(P_1 - P_2) / \sigma(P_1 - P_2)$ where P_1 = frequency of significant partial correlations between change in labor cost and change in price in the subsample in which either imports or exports account for 20 per cent or more, of domestic shipments, and P_2 = frequency of significant partial correlations between change in labor cost and change in price in the subsample in which neither imports nor exports account for 20 per cent of domestic shipments.

The value of the test statistic is $(0.182 - 0.563) / 0.178 = 2.14$

might differ from their equilibrium values. The first is that the time series involved may be poorly suited to the role in which it is cast. This is certainly true of the materials price index for SIC 112 where the price index for field crops serves as an obviously inadequate proxy for the price of raw fruit and vegetables. The problem also arises in sectors 271 and 295 where there is no recorded market price for pulp logs and metallic ores respectively. The proxies used here could well be inadequate.⁷⁵

An obvious second problem is that this is a short-run model. As is argued in section 2, changes in materials prices may take longer than one quarter to work their way into output prices. This should be less true of labor costs.

A third problem is created by errors of measurement. The latter can become relatively large in a model specified in quarter-to-quarter per cent changes. Measurement error in the independent variable tends to bias coefficient estimates downward.⁷⁶

A final problem is that the materials price index excludes materials purchased by an industry from itself.⁷⁷ The estimated coefficient of the change in the materials price index therefore reflects net materials cost rather than the gross cost which is assumed in the calculation of the equilibrium coefficients on Table XLVIII. A more accurate comparison would be obtained if the estimated coefficients were scaled up by a factor $(1 - a_{ii})$ where a_{ii} is the proportion of its raw materials an industry buys from itself.

The fact that an estimated coefficient is not significantly different from its equilibrium value may, however, be due to offsetting errors. One of many possibilities is that an upward simultaneous equation bias may offset a downward bias due to measurement error.

It was stated in the previous section that the frequency of a significant partial correlation between the change in materials cost and the change in output price is not affected by the relative volume of trade observed. It may be added that market concentration also appears to have no effect. This runs contrary to the predictions by some authors that materials cost changes will have a signal effect in oligopolistic industries.⁷⁸

(g) *Implicit Prices*

The introduction of realized prices (equation on Table XLIV marked with an R) brings some substantive changes. The present model explains a greater portion of the variance in the change in the realized price than of the change in the quoted price in four of 11 cases. These are:

145R	Breweries
201R	Synthetic Textile Mills
365R	Petroleum Refineries
376R	Mfrs. of Soap and Cleaning Compounds

⁷⁵The components of the input price series are detailed in the Appendix to this study.
⁷⁶John Johnston. *Econometric Methods*. New York, McGraw-Hill, 1963. p. 150. This prediction is unequivocal only under very restrictive assumptions.
⁷⁷This is explained in the Appendix to this study.
⁷⁸See Wilton, Andersen and Officer, pp. 6-7. Although the authors do not mention oligopoly specifically, their statement that materials price increases will be used as an excuse for output price increases implies an oligopolistic situation.

In SIC 271R (Pulp and Paper), the model explains a similar proportion of the variance of both the change in quoted price and the change in realized price. The change in actual unit labor cost is significant only in the equation explaining the latter, however.

The result obtained for SIC 365R is of special interest. The present model can not explain more than five per cent of the variance of the change in the quoted price. It can explain as much as 45 per cent of the variance of the change in the realized price. Aggregate inventory disequilibrium, the raw materials price index, and actual unit labor costs are all significant (see Table XLIV).

In SIC's 145R and 201R the significant \bar{R}^2 is due wholly to a strong partial correlation between $\Delta USW/USW$ and the rate of change of the implicit price.

In seven of 11 cases, the equations employing the change in the realized price as the dependent variable are subject to significant positive autocorrelation.⁷⁹ The reported t-values are therefore overstated. The coefficient estimates will not be biased, however. This autocorrelation is a consequence of the use of a moving average to smooth the components of the implicit price. Moving averages of the independent variables serve to reduce this autocorrelation. The values of \bar{R}^2 also rise. This is a result of lags in the price adjustment process. Similar procedures could take account of lags in each industry. This would, however, constitute a deviation from the intention of this study to confine itself to the short run. Thus, only two illustrative results employing moving averages of the independent variables are shown (see 271RM and 376RM on Table XLIV). In both cases the Durbin-Watson statistic and the \bar{R}^2 rise. In SIC 376 the change in the material price index also becomes significant.

In the following industries, the change in the implicit price is less readily explained than the change in the quoted price by the present model:

174R	Shoe Factories
183R	Cotton Yarn and Cloth Mills
252R	Veneer and Plywood Mills
291R	Iron and Steel Mills
295R	Smelting and Refining
323R	Motor Vehicle Mfrs.

A more detailed comparison of results obtained from both the quoted and implicit price models reveals that:

- The partial correlation between change in labor cost and change in implicit price is greater than with the change in quoted price in eight cases.
- The partial correlation between the adjusted change in the U.S. price and the change in the implicit price is less than with the change in the quoted price but still significant in two cases (271 and 295). The partial correlation with the change in the implicit price is insignificant while that with the change in the quoted price is significant in two cases (174 and 201). In seven cases both partial correlation coefficients are insignificant.
- The partial correlation between demand disequilibrium and the change in the implicit price is greater in five cases, and less in one. In the other five cases the partial correlations with both dependent variables are insignificant.

⁷⁹The Durbin-Watson d statistic is below the lower boundary of the zone of uncertainty at the 95 per cent confidence level.

- (d) The partial correlation between the change in the materials price index and the change in the implicit price is greater in two cases (365 and 376) and less in five. In four cases the partial correlation is insignificant regardless of the dependent variable used.

The materials price index enters the price adjustment equation under the assumption of a fixed input of materials per unit of output. It is the nature of the implicit price that it will reflect any change in the composition of output and thus in materials required per unit of output. This explains why the change in the materials price index is relatively less important as a source of explanation of changes in the implicit price. The labor cost variables are more important precisely because they incorporate the current relationship between output and the required labor input.

The change in the U.S. price is also less important when the change in the realized price is the dependent variable. One reason for this may be that the quoted price is kept in step with the landed price of foreign goods while the realized price varies around it as domestic cost and demand conditions vary. Another reason may be that the U.S. price is itself a quoted, fixed commodity weight price. A currently weighted realized price, calculated for the corresponding U.S. industry would clearly be more relevant to the behavior of the realized price in the Canadian industries under consideration.

There is little that can be done, at present, to remedy the problems encountered both in using the materials price index without productivity adjustment and in using the quoted U.S. price. These are tasks for future studies.

The relatively stronger association between demand disequilibrium and the rate of change in the implicit price is consistent with the predictions made in section 10. The implicit price tends to be more sensitive to demand disequilibria than is the quoted price.

(h) *Summary of Results*

There is no obvious relationship between market structure, as defined here, and price behavior. This conclusion is a marked contrast to the discovery of a strong and systematic relationship between a number of the elements of market structure and static price-cost margins.⁸⁰

The specific conclusions arising from this study are:

- (a) The price adjustment model explains a significant fraction of the variance in the rate of change in the quoted or the implicit price in 21 of 27 cases. The percentage of the variance which could be explained is limited by the relatively high proportion of randomness inherent in the quarter-to-quarter percent change formulation. *Ceteris paribus*, the value of the \bar{R}^2 obtained is greater in the price adjustment equations of the less concentrated industries. However, this relationship is not significant. The value of \bar{R}^2 achieved by the price adjustment model is significantly greater among those industries which produce at least partly to order.

⁸⁰See D.G. McFetridge, *Market Structure and Price Behavior: Empirical Studies of the Canadian Manufacturing Sector*, unpublished Ph.D. thesis, University of Toronto, 1972 pp. 9-36.

- (b) Demand sensitive margins may be inferred in 10 cases. They are equally prevalent in both the concentrated and the unconcentrated, and the durable and non-durable goods industry groups. One cannot accept the hypothesis that the more concentrated market structures are characterized by prices which are insensitive to demand. However, demand sensitive margins occur significantly more frequently in the group of industries in which there is some production to order. These conclusions are reached by both simple and multivariate analysis.
- (c) A given change in labor or materials cost is fully reflected in output prices within one quarter in over half the industries in the sample. An inter-industry comparison of the time series coefficients on the cost variables reveals that there is no relationship between market concentration and the frequency with which normal as opposed to the actual unit labor cost changes appear in the price adjustment equation. Nor does there appear to be any relationship between market concentration and the frequency with which any measure of the change in labor cost achieves a significant partial correlation with the dependent variable. This initial test thus fails to confirm the hypothesis that labor cost changes serve as a signal for price changes in the more concentrated industries. However, the change in labor cost is less prevalent as a determinant of short-run price change in the group of industries in which imports or exports amount to 20 per cent, or more, of the value of domestic industry shipments. This is not true of the change in the materials price index. This is a tentative confirmation of the hypothesis that industries subject to international competition are less inclined to translate labor cost changes into price changes in the short run.
- (d) It is possible to infer a significant international influence on the rate of price change in nine industries. Strict tariff limit pricing is confined to two industries. In the other seven cases the inference is either that some products in the industry are priced on a tariff limiting basis or that changes in the landed price of foreign substitutes shift the demand schedule for the domestic product thus changing the profit maximizing mark-up factor.

There is no difference between the concentrated and the unconcentrated industry groups in the frequency with which the adjusted U.S. price change (or the change in the exchange rate) is significant. However, one does observe a significant partial correlation between the adjusted U.S. price change or the change in the exchange rate and the dependent variable with greater frequency among the group of industries in which imports amount to 20 per cent, or more, of domestic output.

- (e) The rate of change in the implicit price, as calculated here, is more amenable to explanation by the present model in four cases. It is also less amenable to explanation in six cases. In one case the present model explains a similar proportion of the variance of the rate of change in both the quoted and the implicit price. The partial correlation between demand disequilibrium and the change in the implicit price is significant more frequently than is the case with the change in the quoted price. This provides some support for the

hypothesis that transaction prices will be more sensitive to demand conditions than will quoted or list prices.

POLICY IMPLICATIONS

The results obtained in this study have a bearing on several aspects of the formation of economy policy.

First, if a market is characterized by strict tariff limit pricing, there exists no possible mechanism through which changes in aggregate demand can affect the rate of price change in that market in the short run. The results obtained here indicate that such a situation prevails in only two of the 21 industries for which significant equations could be estimated. In all others there exists at least one mechanism (product market demand, labor costs, or materials costs) through which domestic aggregate demand conditions may affect the rate of change in the output price.

Thus, policy pessimism which is based in the presumed dominance of the tariff limit pricing mechanism is unwarranted. Obviously, the discretion afforded domestic authorities may still be constricted as an inability to affect the rate of change of labor costs, or materials costs, or even demand in a particular market. All three may be dominated by international factors. However, there is considerable evidence that this is not the case. For example, Scarfe⁸¹ found that the national unemployment rate was often an important determinant of industry wage levels. This study will confine itself to an investigation of the extent to which it is within the power of the domestic authorities to affect the rate of price change in a given market by altering demand conditions in that market. This requires that one establish whether or not there exists a relationship between aggregate and individual market demand conditions. Having done this, it is necessary to assess the quantitative importance of this demand effect. Thus, if individual market demand responds positively to changes in aggregate demand, and it exerts a quantitatively important effect on the rate of price change in that market, there exists at least one mechanism through which macro-economic measures can affect the rate of price change. In addition, if the existence of this demand effect were to be associated with a certain type of market structure, the effectiveness of stabilization policy would be enhanced by a competition policy which facilitated the creation of that type of market structure. If, for example, unconcentrated industries were characterized by demand sensitive margins then, subject to the fulfillment of the above conditions, macro-economic goals would best be served by an anti-merger anti-monopoly policy.

This analysis concentrates on the industries in which demand disequilibrium proved to be significant in the "best" price adjustment equation. The simple correlation between the relevant market demand disequilibrium variable and the index of aggregate capacity utilization for each of these 10 industries is shown on Table IL.⁸² Market demand and aggregate capacity utilization are significantly correlated in eight of 10 cases. The Electrical Industrial Equipment and the Pulp and Paper industries appear to be the most cyclically sensitive. The Food and

⁸¹ Scarfe, *Price Determination and Process of Inflation in Canada*.

⁸² The index of capacity utilization for the economy as a whole was provided by Professor G.V. Jump of the University of Toronto.

Textile industries are less so, as might be expected. What is important is that, in eight of 10 cases, individual market demand responds in some way to the manipulation of aggregate demand. There is at least one mechanism through which domestic macro-economic policy can exert its effect on the rate of price change in a given market.

The best way to gauge the quantitative importance of demand is to compare the effect of probable changes in demand with the effect of probable changes in cost and the adjusted U.S. price on the rate of change in the output price. This may be done by comparing the Beta weight of demand with the Beta weight of the cost and U.S. price variables.⁸³

The final column of Table L shows the ratio of the Beta weight of the relevant demand variable to the Beta weights of cost and adjusted U.S. price changes for the 10 industries in which demand entered the "best" price adjustment equation significantly. The weights are calculated from the coefficient estimates shown on Table XLIV. The effect of the likely variation in demand on the rate of price change ranges from 30 per cent to 156 per cent of the effect exerted by equally likely changes in costs and the adjusted U.S. price. The average ratio is 0.663. The likely demand effect is approximately two-thirds as great as that of costs and U.S. price changes in the short run. This must be regarded as non-trivial. Remember, however, that this non-trivial effect is confined to 10 of the 27 industries in the sample. In addition, among these 10 there are some equations in which neither cost, nor demand, nor both together, explains a high proportion of the variance in $\Delta P/P$. In that sense both mechanisms might be adjudged unimportant.

Nevertheless, it is also valid to conclude that, in one-third of the industries studied:

- (a) Individual market demand disequilibrium is significantly correlated with aggregate capacity utilization.
- (b) Demand disequilibrium exerts an effect on the rate of output price change which is non-trivial relative to the short run effects of costs and the adjusted U.S. price change.

These conclusions introduce the second aspect of this issue. If demand sensitive mark-up factors were a characteristic of less concentrated markets, a deconcentration policy would have the effect of shifting the Phillips curve toward the origin. The conclusions that demand effects are relatively substantial, and that market demand disequilibrium is generally related to aggregate capacity utilization, make such a policy seem more realistic. However, it was concluded in section 11 that there is no evidence of a simple relationship between market concentration and the prevalence of demand sensitive mark-up factors. The only simple relationship which could be observed was that demand disequilibrium is significant more frequently in the group of industries in which production is at least partly to order.

There is, therefore, no reason to believe that a policy of market deconcentration would make the existing macro-economic policy tools more effective in limiting inflation. This is not meant to imply that market deconcentration is not in itself a desirable goal. It implies only that increasing the efficiency of macro-economic policy tools is not one of its merits.

⁸³ Beta weights are described in Goldberger, pp. 197 - 198.

TABLE XLIII
Factor Shares, in the Sample Industries

SIC Number	Hourly Rated Wage Bill/ Shipments 61-64 Avg.	Total Wages & Salaries/ Shipments 61-64 Avg.	Materials Used/ Shipments 61-64 Avg.	Margin 61-64 Avg.
112	0.105	0.158	0.662	0.180
128	0.161	0.257	0.485	0.258
131	0.148	0.224	0.527	0.249
145	0.100	0.195	0.261	0.544
174	0.263	0.349	0.492	0.159
183	0.175	0.228	0.584	0.188
197	0.220	0.284	0.538	0.178
201	0.156	0.222	0.494	0.284
231	0.242	0.304	0.488	0.208
239	0.182	0.243	0.590	0.167
243	0.246	0.323	0.537	0.140
252	0.242	0.283	0.548	0.169
271	0.163	0.204	0.420	0.376
291	0.189	0.239	0.456	0.305
295	0.180	0.248	0.446	0.306
305	0.176	0.251	0.566	0.183
306	0.232	0.339	0.365	0.296
311	0.229	0.314	0.543	0.143
323	0.092	0.143	0.698	0.159
325	0.198	0.267	0.550	0.183
334	0.107	0.237	0.621	0.142
336	0.198	0.356	0.379	0.265
338	0.118	0.184	0.642	0.174
365	0.032	0.050	0.772	0.178
374	0.079	0.275	0.294	0.431
375	0.075	0.218	0.532	0.250
376	0.069	0.182	0.484	0.334

TABLE XLIV
Price Adjustment Equations

SIC NUMBER	CONST.	DEMAND	$\frac{\Delta ULC}{ULC}$	$\frac{\Delta ULCN}{ULCN}$	OTHER LABOR	$\frac{\Delta M}{M}$	$\frac{\Delta PUS}{PUS}$	OTHER	\bar{R}^2/DW
112	0.367 (2.61)	0.004 (IF*-IF) (.26)		0.140 (1.40)		0.094 (1.12)			0.08 / 1.44
128	-	1.027 (IF*-IF) (2.47)	0.140 (3.68)			0.235 (2.34)			0.30* / 1.76
131	-	0.208 (IF*-IF) (1.90)	0.175 (2.85)			0.245 (3.35)			0.27* / 1.58
131	-	0.225 (IF*-IF) (2.00)			0.166 ^b (2.49)	0.238 (3.19)			0.24* / 1.60
145	-	-0.030 (IF*-IF) (0.44)	0.025 (1.30)			0.342 (1.49)	-0.034 (0.14)		0.11 / 1.74
145-R	-				0.308 ^b (3.05)	0.146 (0.75)			0.20* / 1.99
174	0.476 (2.72)	-0.118 (IA*-IA) (2.88)		0.152 (1.20)		0.210 (4.84)			0.39* / 1.60
174	-	-0.082 (IA*-IA) (2.42)		0.208 (2.62)		0.079 (1.70)	0.474 (4.80)		0.53* / 1.53
174	-			0.181 (2.18)		0.036 (0.80)	0.473 (4.58)		0.47* / 1.38
174-R	0.692 (2.05)	0.212 (IA*-IA) (2.10)	0.211 (2.59)			-0.258 (1.89)	0.250 (0.84)		0.23 / 0.96
183	-	3.397 $\left[\frac{U - \bar{U}}{\bar{S}} \right]$ (4.88)		0.149 (2.70)		0.144 (3.63)	-2.787 $\left[\frac{IF - \bar{IF}}{\bar{S}} \right]$ (3.73)		0.47* / 2.06

183	-	$2.967 \left[\frac{U - \bar{U}}{S} \right]$ (3.94)	0.146 (2.65)	0.117 (2.72)	0.200 ^d (1.74)	$-2.609 \left[\frac{I^F - \bar{I}^F}{S} \right]$ (3.48)	$0.51^* / 2.29$
183-R	-	$5.170 \left[\frac{U - \bar{U}}{S} \right]$ (2.15)		0.034 ^b (1.05)	0.020 (0.15)	$-6.73 \left[\frac{I^F - \bar{I}^F}{S} \right]$ (2.43)	$0.13 / 1.90$
197	-	$-0.969 \left[\frac{I^A - \bar{I}^A}{S} \right]$ (0.72)	0.064 (2.28)	0.268 (1.12)	0.451 (2.83)		$0.27^* / 1.76$
197	-	$-3.12 \left[\frac{I^A - \bar{I}^A}{S} \right]$ (2.50)	0.046 (1.61)		1.21 ^d (3.81)		$0.31^* / 1.63$
201	-0.235 (3.09)	0.003 ($I^A - I^A$) (0.84)	-0.088 (1.31)	-0.170 (1.61)	0.151 (3.66)		$0.30^* / 1.93$
201	-0.043 (4.28)				0.145 (3.46)		$0.21^* / 1.82$
201-R	-	0.018 ($I^A - I^A$) (1.21)			0.425 ^b (4.29)		$0.33^* / 0.91$
231	-0.281 (1.83)		0.020 (0.47)	0.615 (1.55)			$0.09 / 1.84$
239	-	$-0.003 (I^{F*} - I^F)$ (0.50)	0.271 (3.00)	0.956 (2.62)			$0.28^* / 1.61$
239	-	$-0.004 (I^{F*} - I^F)$ (0.73)		1.038 (2.62)	0.277 ^a (3.69)		$0.33^* / 1.53$
239	-	$-1.22 \left[\frac{I^A - \bar{I}^A}{S} \right]$ (1.24)				1.18 ^e (4.21)	$0.33^* / 1.32$
243	0.150 (1.83)	0.024 ($I^{F*} - I^F$) (0.95)	0.294 (3.84)	0.508 (2.66)			$0.44^* / 2.38$
243	0.175 (1.80)		0.305 (3.96)	0.504 (2.51)	-0.026 (0.25)		$0.43^* / 2.42$

TABLE XLIV (Continued)

SIC NUMBER	CONST.	DEMAND	$\frac{\Delta ULC}{ULC}$	$\frac{\Delta ULCN}{ULCN}$	OTHER LABOR	$\frac{\Delta M}{M}$	$\frac{\Delta PUS}{PUS}$	OTHER	\bar{R}^2/DW
243	0.147 (1.82)	$0.026 (I^F - I^F)$ (1.03)					1.08^f (5.69)		0.43^* / 2.38
252	-	$0.016 (IA^* - IA)$ (0.27)				0.908 (2.87)	0.088 (1.40)		0.24^* / 1.66
252-R	-	$0.207 (IA^* - IA)$ (2.94)	0.022 (0.69)			0.010 (0.02)	0.033 (0.47)		0.20 / 1.61
271	-	$0.006 (IA^* - IA)$ (2.26)	-0.075 (0.96)			0.044 (0.62)	0.432 (6.90)		0.55^* / 1.81
271	-	$0.005 (IA^* - IA)$ (2.64)					0.425 (6.90)		0.54^* / 1.74
271-R	-	$0.012 (IA^* - IA)$ (3.54)	0.135 (2.96)				0.297 (2.15)		0.30^* / 1.06
271-RM	-	$0.006 (IA^* - IA)$ (1.89)	0.247 (2.97)				0.806 (4.62)		0.57^* / 1.30
291	-	$2.33 \left[\frac{U - \bar{U}}{\bar{S} - (\frac{\bar{U}}{S})} \right]$ (1.33)	0.266 (3.85)			0.262 (2.54)			0.32^* / 1.87
291	-		0.232 (3.34)			0.170 (1.48)	0.236^c (1.97)		0.35^* / 1.80
291-R	-	$8.43 \left[\frac{U - \bar{U}}{\bar{S} - (\frac{\bar{U}}{S})} \right]$ (2.16)	0.382 (2.09)			0.164 (0.75)			0.20 / 0.79
295	-		0.196 (1.30)			0.039 (0.67)	0.693 (9.35)		0.57^* / 1.71
295-R	-		0.247 (1.00)			0.029 (0.27)	0.351 (2.61)		0.18 / 1.14

305	-0.111 (1.63)	0.039 (IF*-IF) (1.57)	0.156 (3.57)	0.945 (9.10)	0.74* /1.45
305	-0.057 (0.76)	0.045 (IF*-IF) (1.64)		0.011 (0.34)	1.36 ^f (9.87)
306	-	2.25 (^U P) (1.76)	0.319 (3.26)	0.115 (0.42)	0.47* /1.57
306	-	1.32 [^U - ^U] (0.88) [S (S)]	0.259 (2.38)	0.511 (3.08)	0.44* /1.56
306	-	2.48 (^U P) (1.92)	0.293 (2.98)	0.220 (0.81)	0.43* /1.73
306	-		0.298 (3.00)	0.506 (3.06)	0.43* /1.59
311	-		0.025 (1.49)	0.415 (3.21)	0.34* /1.92
311	0.347 (2.64)	-0.007 (IA*-IA) (0.86)	0.033 (1.68)	0.362 (1.69)	0.13 /1.80
323	-		0.012 (1.73)	0.074 (0.46)	0.23 /1.87
323-R		0.082 (2.03)		0.317 (0.49)	0.10 /1.40
325	0.295 (2.89)		0.021 (0.53)	0.041 (0.18)	0.03 /2.00
334	-	4.36 (NO-S) (1.99) P	0.019 (2.04)	NA	-1.28 [^{IA} - ^{IA}] (1.91) [S (S)]
334	-	4.24 (NO-S) (1.93) P	0.018 ^b (2.00)	NA	-1.29 [^{IA} - ^{IA}] (1.92) [S (S)]

TABLE XLIV (Continued)

SIC NUMBER	CONST.	DEMAND	$\frac{\Delta ULC}{ULC}$	$\frac{\Delta ULCN}{ULCN}$	OTHER LABOR	$\frac{\Delta M}{M}$	$\frac{\Delta PUS}{PUS}$	OTHER	\bar{R}^2/DW
336	-0.723 (3.07)	$8.03 \left[\frac{U - \bar{U}}{S} \right]^3$ (2.12)	0.013 (0.51)			0.507 (2.21)	0.695 (2.75)		0.40* /1.48
336	-0.443 (3.00)	$10.39 \left[\frac{U - \bar{U}}{S} \right]^3$ (2.74)				0.465 (1.91)			0.29* /1.16
336	-0.773 (3.10)	$8.55 \left[\frac{U - \bar{U}}{S} \right]^3$ (2.37)				0.509 (2.23)	0.681 (2.73)		0.39* /1.48
338	-	$11.46 (NO-S)$ (2.46) P	0.063 (2.18)			1.47 (7.17)	$-5.74 \left[\frac{IF - \bar{IF}}{S} \right]$ (1.84)		0.74* /1.35
338	-	$10.81 (NO-S)$ (2.30) P	0.051 (1.81)			1.27 (4.42)	0.54 (1.39)		0.73* /1.35
365	-0.159 (0.66)	$0.009 (IA^* - IA)$ (0.80)		0.085 (0.82)		0.035 (0.27)			0.05 /1.30
365-R	-1.59 (3.83)	$0.059 (IA^* - IA)_{-1}$ (2.60)	0.100 (1.82)			0.910 (3.77)			0.41* /1.15
365-R	-1.98 (5.01)	$0.079 (IA^* - IA)$ (3.77)				0.862 (3.74)			0.45* /1.04
374	-	$0.073 (IF^* - IF)$ (1.18)	0.021 (1.20)			0.102 (0.66)	0.155 (0.66)		0.15 /1.73
375			0.023 (1.40)			0.270 (1.34)	0.520 ^c (2.97)		0.18 /1.56
376	-	$0.130 (IF^* - IF)$ (0.69)		0.224 (0.71)		-0.199 (0.46)	0.208 (0.33)		0.03 /1.72

376-R	-	0.124 ^b (2.79)	-0.077 (0.19)	0.17 / 1.20
376-RM	-0.845 (2.76)	0.586 ^b (5.66)	1.15 (2.21)	0.49* / 1.25

a: $\Delta USW^N / USW$

b: $\Delta USW / USW$

c: U.S. price not adjusted for the exchange rate

d: exchange rate only

R: denotes implicit price as a dependent variable.

R-M: implicit price is dependent variable, four quarter moving average of independent variables.

* significant at the 95% confidence level

- Dash in constant column, constant dropped, due to insignificance

$$e: \left[\frac{USW}{P} \cdot \frac{\Delta USW^N}{USW} + \frac{UMC}{P} \cdot \frac{\Delta UMC}{UMC} \right]$$

See Table XLIII for values of weights

$$f: \left[\frac{ULC}{P} \cdot \frac{\Delta ULC^N}{ULC} + \frac{UMC}{P} \cdot \frac{\Delta UMC}{UMC} \right]$$

See Table XLIII for values of weights

TABLE XLV
Industries In Which Demand Disequilibrium Is Significant

SIC Number	Industry Name	Form of the Demand Disequilibrium Variable	Partial Correlation With $\frac{\Delta P}{P}$
128*	Biscuit Mfrs.	$(I^F - I^F)$	0.35
131*	Confectionery Mfrs.	$(I^F - I^F)$	0.29
174R	Shoe Mfrs.	$(I^A - I^A)$	0.30
183* and 183R	Cotton Yarn and Cloth	$\left[\frac{U}{S} - \left(\frac{\bar{U}}{S}\right)\right]$	0.51
		$\left[\frac{I^F}{S} - \left(\frac{\bar{I}^F}{S}\right)\right]$	0.46
197*	Wool Cloth Mills	$\left[\frac{I^A}{S} - \left(\frac{\bar{I}^A}{S}\right)\right]$	0.35
252R	Veneer and Plywood Mills	$(I^A - I^A)$	0.41
271* and 271R*	Pulp and Paper Mills	$(I^A - I^A)$	0.47
291R	Iron and Steel Mills	$(I^A - I^A)$	0.31
306*	Hardware, Tool, and Cutlery Mfrs.	$\left[\frac{U}{S} - \left(\frac{\bar{U}}{S}\right)\right]$	0.26
		$\frac{U}{P}$	0.28
334*	Mfrs. of Household Radio and Television Receivers	$\left(\frac{NO-S}{P}\right)$	0.29
		$\left[\frac{I^A}{S} - \left(\frac{\bar{I}^A}{S}\right)\right]$	0.29
336*	Electrical Industrial Equipment	$\left[\frac{U}{S} - \left(\frac{\bar{U}}{S}\right)\right]^3$	0.34
338*	Electric Wire and Cable	$\left(\frac{NO-S}{P}\right)$	0.35
		$\left[\frac{I^F}{S} - \left(\frac{\bar{I}^F}{S}\right)\right]$	0.27
365R*	Petroleum Refineries	$(I^A - I^A)$	0.49

*Denotes demand disequilibrium significant in the "best" price adjustment equation source: Table XLIV.

TABLE XLVI
Characteristics of Industries In Which
Demand Disequilibrium Is Significant

SIC Number	Name	Concentration Ratio ⁸⁴	Type of Production	Durable/ Nondurable ⁸⁵
128	Biscuit Mfrs.	6.1	Stock	ND
131	Confectionery Mfrs.	21.5	Stock	ND
183	Cotton Yarn and Cloth Mills	2.5	Stock/Order	ND
197	Wool Cloth Mills	17.1	Stock	ND
271	Pulp and Paper Mills	6.5	Stock	ND
306	Hardware, Tool and Cutlery Mfrs.	86.2	Stock/Order	D
334	Mfrs. of Household Radio and Television Receivers	6.9	Stock/Order	D
336	Mfrs. of Electrical Industrial Equipment	6.7	Order	D
338	Mfrs. of Electric Wire and Cable	1.9	Stock/Order	D
365R	Petroleum Refineries	2.4	Stock	ND

⁸⁴The concentration ratio used here is the number of firms necessary to account for 80% of industry shipments, 1964. It is taken from Max. D. Stewart, *Concentration in Canadian Manufacturing and Mining Industries*, Ottawa, Economic Council of Canada, 1970. Background Study to the Interim Report on Competition Policy.

⁸⁵ND = nondurable goods producer.

D = durable goods producer.

TABLE XLVII
Multivariate Analysis of Values of \bar{R}^2 and r_p Obtained
from Time Series Price Adjustment Equations⁸⁶

$$\begin{aligned} \bar{R}_i^2 = & -.01 - 0.447 CR_i + 0.496 \left(\frac{VC}{S}\right)_i + 0.168 D_{1i} - 0.274 D_{2i} \\ & (0.04) \quad (1.21) \quad (1.24) \quad (1.88) \quad (2.22) \\ & - 0.294 D_{3i} \\ & (1.99) \end{aligned} \quad (15)$$

$$\bar{R}^2 = 0.32 \quad N = 27$$

$$\begin{aligned} r_{pi} = & 0.126 + 0.247 CR_i - 0.089 DD_i + 0.164 OD_i \\ & (2.16) \quad (0.75) \quad (1.01) \quad (1.64) \end{aligned} \quad (16)$$

$$\bar{R}^2 = 0.16 \quad N = 26$$

⁸⁶ \bar{R}^2 is the highest \bar{R}^2 obtained using one of the models developed in Section 3. In all cases the dependent variable is the rate of change in the quoted price.

r_p is the partial correlation coefficient between demand and the change in the quoted price. It is taken from the price adjustment equation which obtains the highest \bar{R}^2 while including demand as an independent variable and remaining consistent with the models developed in Section 4.

TABLE XLVIII
Equilibrium Coefficients on Cost Variables

SIC Number	Assuming Wages and Salaries are Both Variable Costs		Assuming That Salaries are Not a Variable Cost	
	USW	M	ULC	M
112	0.193	0.807	0.136	0.863
128	0.346	0.653	0.250	0.750
131	0.298	0.701	0.220	0.780
145	0.428	0.572	0.278	0.722
174	0.415	0.585	0.349	0.651
183	0.281	0.719	0.231	0.769
197	0.346	0.654	0.291	0.709
201	0.311	0.689	0.240	0.760
231	0.384	0.616	0.332	0.668
239	0.292	0.708	0.236	0.764
243	0.376	0.624	0.315	0.685
252	0.341	0.659	0.307	0.693
271	0.327	0.673	0.280	0.720
291	0.344	0.656	0.294	0.706
295	0.358	0.642	0.288	0.712
305	0.308	0.692	0.238	0.762
306	0.482	0.518	0.389	0.611
311	0.367	0.633	0.297	0.703
323	0.171	0.828	0.117	0.883
325	0.327	0.673	0.265	0.735
334	0.276	0.724	0.147	0.853
336	0.485	0.515	0.344	0.656
338	0.223	0.777	0.135	0.865
365	0.061	0.939	0.040	0.960
374	0.424	0.576	0.212	0.788
375	0.291	0.709	0.124	0.876
376	0.274	0.726	0.125	0.875

TABLE IL
The Correlation Between Aggregate Demand and Individual Market Demand

SIC Number	Market Demand Variable	Simple Correlation Coefficient
128	$(IF^* - IF)$	0.35
131	$(IF^* - IF)$	0.50*
183	$\frac{U}{S}$	0.30
197	$\left[\frac{IA}{S} - \left(\frac{\bar{IA}}{\bar{S}} \right) \right]$	0.32
271	$(IA^* - IA)$	0.78
306	$\frac{U}{S}$	0.68*
334	$\frac{(NO-S)}{P}$	0.02
336	$\frac{U}{S}$	0.79*
338	$\frac{(NO-S)}{P}$	0.17
365	$(IA^* - IA)$	0.41*

*Denotes four quarter moving average of aggregate capacity utilization as the independent variable. In all other cases the independent variable is the current index of aggregate capacity utilization.

TABLE L
Relative Importance of Demand Disequilibrium as a
Determinant of the Rate of Price Change

SIC Number	Type of Disequilibrium Variable	Importance of Demand Relative to Other Factors ⁸⁷
128	inventory	0.405
131	inventory	0.308
183	unfilled orders/inventory	1.560
197	inventory	0.502
271-R	inventory	0.555
306	unfilled orders/inventory	0.504
334	new orders/inventory	1.043 ⁸⁸
336	unfilled orders	0.489
338	new orders/inventory	0.443
365-R	inventory	0.829

⁸⁷Values in this column are ratios of the Beta weights of demand variables to the Beta weights of cost and U.S. price change variables.

⁸⁸There is only one cost variable available here.

Appendix A

GENERATION OF EQUILIBRIUM INVENTORY SERIES

FINISHED GOODS INVENTORY

Since an equilibrium finished goods inventory is by definition a characteristic of industries which produce to stock, generation of same was confined to industries producing to stock.

The model used is based on earlier work by Courchene.¹ It can be summarized as follows:

$$I_t^e = k_0 + k_1 S_{t+1}^e \quad (1)$$

$$S_{t+1}^e = S_t \quad (2)$$

$$\Delta I_t = \Delta I_t^D + \Delta I_t^P \quad (3)$$

$$\Delta I_t^D = b(I_t^e - I_{t-1}) \quad (4)$$

$$\Delta I_t^P = C(S_t - S_t^e) \quad (5)$$

Equation (1) states that the equilibrium stock of inventory at the end of period t is a linear function of shipments expected to occur in period $t+1$. Equation (2) is the static expectations hypothesis. Equation (3) is an identity stating that observed inventory change is the sum of desired and passive investment in inventory. Equation (4) applies the partial adjustment model to inventories. Equation (5) reflects the extent to which unanticipated shipments must come from inventory. The smaller is C the more flexible is production, and the less need there is to draw upon inventory.

After substitution one obtains the estimable equation,

$$I_t = bk_0 + bk_1 S_t + C\Delta S_t + (1-b)I_{t-1} \quad (6)$$

where it is expected that,

$$\begin{aligned} 0 &< b < 1 \\ -1 &< c < 0 \\ 0 &< k_1 < 1 \end{aligned}$$

¹Thomas J. Courchene, *Inventory Behavior and the Stock-Order Distinction: An Analysis by Industry and by Stage of Fabrication with Empirical Applications to the Canadian Manufacturing Sector*. Unpublished Ph.D. thesis, Princeton University 1967.

Note that (6) is not unique with respect to the underlying behavioral equations. In fact $-1 < c < 0$ is also consistent with regressive expectations coupled with a partial adjustment model.

Note finally that the structural parameters in (6) are just identified. Estimates of them may be used to generate I^E for use in the price adjustment equation.

AGGREGATE INVENTORY

For industries producing to stock, model (6) is used with end of quarter aggregate inventory replacing finished goods inventory.

For those industries which produce to order (6) is modified to,

$$I_t^A = b d_0 + b d_1 N.O._t + b d_2 U_{t-1} + C(\Delta S_t) + (1-b)I_{t-1}^A \quad (7)$$

This is similar to Courchene's aggregate equation.² The unfilled orders at the end of the previous period serve to indicate future production to the firm and thus its demand for a stock raw materials and work in process inventories.

RESULTS

Model (6) was estimated for the stock sector using both aggregated and finished goods inventories. Model (7) was estimated for the stock-order sector.

Severe auto-correlation was encountered in most cases. It was assumed to be of the first order and a Hildreth-Lu³ transformation was applied. The results of application of (6) to the pure stock sector appear on Table A-1 for aggregate inventory, Table A-3 for finished goods inventory. Model (7) is shown on Table A-2. All tables show the t-ratios in brackets below the coefficients. The value of p for which $\sum e_i^2$ was minimized is shown on the right.

The expectations with regard to the pure stock sector are that:

$$0 < \hat{b} < 1$$

$$k_1 > 0$$

$$-1 < \hat{c} < 0$$

In the stock-order model one expects that:

$$0 < \hat{b} < 1$$

$$-1 < \hat{c} < 0$$

$$\hat{d}_2 > \hat{d}_1 > 0$$

The expectation that $\hat{d}_2 > \hat{d}_1$ implies that the stock of unfilled orders existing at the end of the previous period dominates the formation of expectations of future output and therefore of inventory needs. The flow of new orders, being more volatile, exerts a lesser effect.

The results achieved are generally in accord with the above expectations. With regard to the pure stock sector, b lies between zero and one in all cases and \hat{k}_1 is significantly greater than zero in 16 of 21 cases. \hat{c} lies between minus one and zero in 15 of 21 cases (see Table A-1).

In the stock-order sector, \hat{b} lies between zero and one in all cases. \hat{c} lies between zero and minus one in 10 of 13 cases. \hat{d}_1 is significantly greater than zero in nine of 13 cases. \hat{d}_2 is significantly greater than zero in six of 13 cases. \hat{d}_2 is numerically greater than \hat{d}_1 in eight of 13 cases. However this difference does not appear to be statistically significant in any case.

The estimates of k_0 , k_1 , d_0 , d_1 , and d_2 are used to generate the I^{A*} and I^{F*} series from which demand disequilibrium variables are calculated. That is:

$$(a) I_t^{F*} = \hat{k}_0 + \hat{k}_1 S_t \text{ where the parameter estimates are taken from Table A-3.}$$

$$(b) I_t^{A*} = \hat{k}_0 + \hat{k}_1 S_t \text{ where the parameter estimates are taken from Table A-1.}$$

$$(c) I_t^{A*} = \hat{d}_0 + \hat{d}_1 N.O._t + \hat{d}_2 U_{t-1} \text{ where the parameter estimates are taken from Table A-2.}$$

²*Ibid* p. 140.

³Clifford Hildreth and J.Y. Lu. "Demand Relations with Auto-Correlated Disturbances". East Lansing, Michigan State University, Agricultural Experiment Station, Department of Agricultural Economics, 1960. (Technical Bulletin, No. 276.)

TABLE A-1

$$I_t^A = bk_o + bk_1S_t + C \Delta S_t + (1-b)I_{t-1}^A$$

SIC NO.	bk_o	bk_1	C	(1-b)	$R^2/DW/\rho$
101	8.696 (1.94)	0.058 (2.90)	0.034 (1.42)	0.531 (3.68)	0.81/1.85/0.44
112	0.366 (0.09)	0.335 (2.62)	-0.237 (1.35)	0.771 (9.00)	0.96/1.79/0.34
128	0.749 (1.72)	0.110 (2.66)	-0.030 (0.67)	0.620 (4.81)	0.90/2.03/0.42
131	-1.07 (0.79)	0.227 (2.09)	-0.066 (0.57)	0.749 (6.46)	0.96/2.02/0.23
145	—	—	—	—	—
174	-0.207 (0.09)	0.359 (3.87)	-0.482 (5.02)	0.587 (5.94)	0.85/2.00/0.85
197	2.93 (2.03)	0.222 (2.56)	-0.150 (1.68)	0.696 (6.34)	0.89/2.03/0.58
201	-1.83 (1.12)	0.160 (2.81)	-0.180 (1.61)	0.853 (12.91)	0.97/1.70/0.38
231	1.21 (0.89)	0.139 (1.75)	0.121 (1.36)	0.785 (6.74)	0.83/1.55/0.55
239	2.75 (1.91)	0.229 (3.04)	-.303 (3.19)	0.719 (7.56)	0.96/1.78/0.39
243	0.236 (0.08)	0.298 (2.61)	-0.128 (1.00)	0.675 (5.45)	0.94/1.91/0.44
252	0.869 (1.38)	0.058 (1.11)	-0.145 (2.77)	0.893 (9.41)	0.91/1.91/0.20
271	14.52 (0.89)	0.063 (2.51)	-0.269 (3.07)	0.861 (10.63)	0.90/1.74/0.02
273	0.676 (0.58)	0.097 (1.65)	0.037 (0.37)	0.814 (7.74)	0.98/2.00/0.24
295	30.79 (2.14)	0.070 (1.03)	0.083 (1.58)	0.745 (5.63)	0.83/1.89/0.43
305	3.80 (2.33)	0.163 (3.58)	-0.026 (0.32)	0.754 (10.70)	0.98/1.80/0.19
311	1.65 (0.70)	0.188 (2.81)	-0.099 (1.59)	0.793 (9.90)	0.92/1.80/0.37
323	4.67 (1.32)	0.056 (3.04)	-0.078 (4.02)	0.825 (12.31)	0.98/1.90/0.22
365	0.618 (0.09)	0.054 (1.20)	0.044 (0.71)	0.919 (10.89)	0.97/1.88/0.11
374	-1.30 (1.22)	0.340 (3.77)	-1.66 (2.05)	0.642 (6.25)	0.98/1.85/0.55
375	1.79 (1.23)	-0.059 (0.77)	0.015 (0.28)	1.04 (16.13)	0.98/1.87/0.29
376	0.573 (0.37)	0.176 (3.19)	-0.182 (3.84)	0.664 (6.46)	0.89/1.71/0.56

TABLE A-2

$$I_t^A = bd_0 + bd_1 NO_t + bd_2 U_{t-1} + C \Delta S_t + (1-b)I_{t-1}^A$$

SIC NO.	bd_0	bd_1	bd_1	C	(1-b)	$R^2/DW/\rho$
124	2.03 (0.55)	0.025 (0.55)	-0.003 (0.07)	0.179 (2.58)	0.923 (13.24)	0.82/1.93/-0.06
135	1.81 (1.19)	0.164 (1.56)	0.315 (1.69)	-0.067 (0.29)	0.446 (3.35)	0.56/1.98/0.00
172	3.59 (1.74)	0.057 (0.92)	0.210 (1.82)	-0.229 (3.33)	0.553 (4.53)	0.78/1.95/0.63
183	4.93 (0.84)	0.041 (0.91)	0.073 (0.88)	-0.105 (2.01)	0.845 (9.67)	0.87/1.79/0.54
291	3.71 (0.68)	0.284 (3.37)	-0.275 (2.24)	-0.143 (1.87)	0.793 (11.89)	0.97/1.71/0.30
306	1.49 (2.10)	0.111 (2.43)	0.131 (1.92)	-0.153 (2.38)	0.799 (12.79)	0.99/1.87/0.39
325	1.94 (1.15)	0.122 (3.45)	0.063 (0.90)	-0.184 (4.49)	0.755 (7.90)	0.99/1.95/-0.17
332	2.14 (0.45)	0.316 (3.09)	0.091 (0.22)	-0.444 (3.61)	0.675 (7.23)	0.90/1.84/0.36
334	7.17 (1.64)	0.144 (3.03)	-0.011 (0.14)	0.053 (0.47)	0.730 (8.42)	0.72/1.83/0.48
336	8.75 (2.66)	0.061 (2.33)	0.117 (3.69)	0.070 (1.18)	0.663 (8.42)	0.98/1.95/0.45
337	-0.935 (1.46)	0.261 (3.08)	0.555 (2.06)	-0.198 (2.71)	0.677 (7.75)	0.90/1.99/0.44
338	1.84 (1.52)	0.127 (3.55)	0.166 (3.01)	-0.011 (0.12)	0.689 (10.58)	0.98/2.01/0.19
357	-0.690 (1.04)	0.117 (1.97)	0.336 (1.52)	-0.181 (1.94)	0.871 (10.59)	0.90/1.95/0.37

TABLE A-3

$$I_t^F = bk_o + bk_1 S_t + C \Delta S_t + (1-b)I_{t-1}^A$$

SIC NO.	bk_o	bk_1	C	(1-b)	$R^2/DW/\rho$
112	2.58 (0.74)	0.220 (2.42)	-0.070 (0.40)	0.770 (8.46)	0.95/1.78/0.21
128	0.186 (0.52)	0.054 (2.60)	0.023 (0.66)	0.519 (3.96)	0.63/2.04/0.74
131	-1.98 (2.35)	0.115 (2.64)	-0.038 (0.61)	0.758 (7.79)	0.98/2.01/-0.13
133	2.76 (1.46)	0.232 (3.20)	0.128 (1.27)	0.372 (2.55)	0.65/1.99/0.39
145	6.94 (1.78)	0.020 (0.48)	-0.050 (1.59)	0.170 (1.12)	0.39/1.91/0.90
197	0.885 (1.97)	0.061 (2.05)	-0.020 (0.64)	0.620 (5.14)	0.80/1.51/0.52
201	-2.03 (1.51)	0.094 (2.83)	-0.035 (0.51)	0.824 (10.10)	0.94/1.51/0.54
231	1.34 (1.64)	0.046 (0.98)	-0.020 (0.37)	0.717 (5.64)	0.69/1.45/0.60
239	1.53 (1.84)	0.048 (2.13)	-0.174 (5.10)	0.826 (9.25)	0.96/1.68/0.31
243	-0.780 (0.42)	0.157 (3.04)	-0.070 (0.93)	0.579 (4.46)	0.88/1.76/0.45
271	-2.02 (0.95)	0.019 (1.95)	-0.064 (3.24)	0.914 (15.01)	0.97/1.92/0.18
295	21.70 (2.70)	-0.008 (0.30)	0.026 (1.36)	0.647 (4.99)	0.51/1.98/0.78
305	4.99 (2.37)	0.117 (3.11)	-0.032 (0.84)	0.541 (4.17)	0.78/1.66/0.73
323	4.78 (1.38)	0.033 (3.56)	-0.018 (1.68)	0.535 (4.68)	0.70/1.86/0.58
365	4.29 (0.55)	0.099 (2.25)	-0.009 (0.16)	0.717 (5.77)	0.86/1.88/0.24
374	-0.94 (1.62)	0.165 (3.32)	-0.069 (0.88)	0.589 (4.21)	0.96/1.59/0.18
375	1.22 (0.98)	-0.029 (0.51)	-0.005 (0.12)	1.02 (13.87)	0.97/1.85/0.19
376	-0.74 (0.52)	0.089 (2.00)	-0.104 (2.73)	0.757 (7.58)	0.84/1.97/0.63

Appendix B

CALCULATION OF INPUT PRICES AT THE INDUSTRY LEVEL, 1956-1969

INTRODUCTION

Price indexes of material inputs are essential to the accurate specification of price equations in all but the most aggregated of models. Several sets of input price indexes have been constructed in Canada.¹ Officer, Andersen and Wilton calculated input price indexes for the period 1952 to 1965 using 1949 input-output weights and value-added prices. Their analysis was undertaken at the sectoral level (i.e., durable and non-durable manufacturing, mining etc.) which involves considerable aggregation. The Economic Council calculated input price indexes at both the industry and major group level within the manufacturing sector. They used quoted prices obtained from components of the Industrial Selling Price Index (ISPI)² and the General Wholesale Price Index (GWI)³. Weights are based on data from the annual Census of Manufactures⁴ which details material inputs used by each three-digit industry. Material inputs for which no price existed were excluded and the weights were scaled accordingly. Calculated series start as early as 1949 and run to 1965. Unfortunately, the means to keep these series current were not made public.

The most recent attempt to calculate input price series is that of B. L. Scarfe.⁵ Scarfe uses 1961 input-output weights and a combination of quoted (ISPI and CPI) and implicit prices. The series cover the period 1961 to 1969 for the industries listed in the medium aggregation of the 1961 input-output table.⁶ Scarfe's weighting scheme is log-linear providing an input price index consistent with his assumption of a Cobb-Douglas production function.

¹L. H. Officer with P. R. Andersen and D. A. Wilton, *Supply Relationships in the Canadian Economy: An Industry Comparison* (unpublished manuscript 1969).

²Canada, Dominion Bureau of Statistics, *Industry Selling Price Indexes, 1956-59 (1956=100)*, Ottawa, Queen's Printer, 1961. DBS 62-515, and Canada, Dominion Bureau of Statistics, *Industry Selling Price Indexes, 1956-1968 (1961=100)*. Ottawa, Queen's Printer, 1970. DBS 62-528.

³Canada, Dominion Bureau of Statistics, *Prices and Price Indexes*, (Monthly) DBS 62-002.

⁴Canada, Dominion Bureau of Statistics. Reports on the Annual Census of Manufactures were published under DBS number 31-201; 31-203-31-211.

⁵B. L. Scarfe, *Price Determination and Process of Inflation in Canada*, Study done for the Prices and Incomes Commission. Ottawa, Information Canada, 1972.

⁶Canada, Dominion Bureau of Statistics, *System of National Accounts. The Input-Output Tables. Vol. 1. The Input-Output Structure of the Canadian Economy, 1961*. Ottawa, Queen's Printer, 1969. DBS 15-501.

The elements of any set of input prices are: the source of the weights, the nature of the weighting scheme, and the characteristics of the prices used. These will be discussed in turn within the context of our own model.

DERIVATION OF WEIGHTS

The input weights are based on information provided in Table 13, DBS 15-502, "The Input-Output Structure of the Canadian Economy 1961", Volume 2. Table 13 provides dollar values of commodity inputs by industry. The row entries (commodities used) were grouped into 83 input groups under four general headings; unprocessed commodities, processed commodities, services, and noncompeting imports. (See Table B-1). The processed commodity for which could not be obtained were omitted entirely.

Columns 12 to 97 of Table 13 were similarly grouped to correspond with three-digit manufacturing industry definitions.

The result of this manipulation was a table of 83 rows representing commodity and service input groups and 38 columns representing the three-digit SIC industries for which input weights were required.

The weight of commodity group 1 in industry j is calculated as

$$W_{lj} = V_{lj} / \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq k}}^{83} V_{ij} \quad i = 1 \dots k, \dots 83$$

where the V_{ij} are dollar values. The commodity (k) produced by industry j is excluded from the summation.

In general, $\sum_{i=1}^{83} V_i$ accounts for a high proportion of the total value of inputs. Among the

more important intermediate commodities which have been omitted are: fabricated metal products (SIC 301 to 304 and 307 to 309), industrial machinery (SICs 315 to 318), communications equipment (SIC 335), and operating supplies.

The input price index for industry j is calculated as

$$IP_j = \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq k}}^{83} W_{ij} P_i \quad i = 1 \dots k, \dots 83$$

where P_i is the price of the i^{th} input. The price of the output of industry j is omitted from the input price index for industry j .⁷ The weighting scheme is linear which is consistent with a fixed technical coefficient (Leontief) production function.

DESCRIPTION OF PRICES USED

The 83 input groups together with their prices and input-output table row number(s) are listed on Table B-1. The groups which are priced via the Industrial Selling Price (ISPI) or the wholesale price index (GWI) need no explanation. In certain instances, calculated prices have been used. The price of forestry products is provided by an experimental buyers price from 1961-1969. The GWI of lumber and timber is closely related to this and is used to project backwards to 1956. The prices used for non-metallic minerals, trade, and transportation, storage and communication are crude deflators obtained from the calculation of:

$$\frac{\text{Corporation Sales}^8 \text{ (Quarterly' Seasonally Adjusted)}}{\text{Index of Real Domestic Product}^9 \text{ (QSA)}}$$

for each of these sectors.

⁷This procedure differs from that of Scarfe (*op. cit.*) who includes the price of an industry's output in its input price index.

⁸Canada. Dominion Bureau of Statistics. *Corporation Profits*. (Quarterly) DBS 61-003.

⁹Canada. Dominion Bureau of Statistics. *Indexes of Real Domestic Product by Industry (1961 Base)*. Ottawa, Queen's Printer, 1968. DBS 61-506.

Canada. Dominion Bureau of Statistics. *Indexes of Real Domestic Product by Industry, 1961-69 (1961=100)*. Ottawa, Information Canada, 1971. DBS 61-510.

The prices for construction, other business services, and non-competing imports are the implicit deflators for the construction, services, and merchandise imports sectors from the National Accounts.¹⁰

More specific series are often used in place of the import price deflator in the non-competing imports group. Examples of this are the use of GWI cocoa in industry 131, GWI cane sugar in industry 133, and GWI raw cotton in industry 183. In the same way the weight of Other Agricultural Products is assigned to GWI raw wool in industry 197.

It is wise to note that non-competing imports include only those commodities that are not produced in Canada. If a commodity is produced domestically at all it is assigned the quoted domestic price, regardless of the volume of imports. Import prices therefore exert only an indirect effect on calculated input prices. This makes it difficult to infer the role of U.S. prices in the price equation itself.

TABLE B-1
INPUTS AND INPUT PRICES

Commodity Group		Price used	Rows of 1961 Input-Output Table Aggregation I
I	<i>Unprocessed Commodities</i>		
	1. Livestock	GWI livestock	1
	2. Grain	GWI grain	2
	3. Fruits, nuts, vegetables	GWI field crops	3
	4. Other Agricultural products	GWI Agriculture	4-8
	5. Forest products	(a) buyers price 1961-69 (b) GWI lumber and timber 1956-60	9
	6. Fish	GWI Fish	10
	7. Furs	GWI Furs	11
	8. Metal ores and concentrates	(a) GWI iron ore (export) (b) implicit deflator, mines quarries and wells	12-15
	9. Coal	GWI Coal	16
	10. Crude oil and gas	GWI Crude Oil	17-18
	11. Non-metallic minerals	Implicit deflator, mines, quarries and wells	20-23
II	<i>Processed Commodities</i>		
	12. Meat	ISPI 101	24, 26, 27
	13. Hides and skins	GWI Hides and Skins	25
	14. Poultry	GWI Poultry Products	28
	15. Dairy products	GWI Dairy Products	29-33
	16. Fish	ISPI 110	34
	17. Fruit and vegetables	ISPI 112	35
	18. Flour	ISPI 124	37
	19. Cereals	ISPI 125	38
	20. Biscuits	ISPI 128	39
	21. Bakery products	ISPI 129	40
	22. Confections	ISPI 131	41
	23. Sugar	ISPI 133	42
	24. Vegetable Oil	ISPI 135	43
	25. Distillery products	ISPI 143	47
	26. Brewery products	ISPI 145	48

¹⁰Canada. Dominion Bureau of Statistics. *System of National Accounts. National Income and Expenditure Accounts*. (Quarterly) SBS 13-001.

TABLE B-1 (Cont'd)

Commodity Group	Price used	Rows of 1961 Input-Output Table Aggregation I
27. Tobacco products	ISPI Major Group II	49-50
28. Rubber products	ISPI Major Group III	51-53
29. Leather tanneries	ISPI 172	54
30. Shoe Factories	ISPI 174	55
31. Cotton yarn and cloth	ISPI 183	57-58
32. Wool, yarn and cloth	ISPI 197	59
33. Synthetic Textiles	ISPI 201	60-61
34. Linoleum and coated fabrics	ISPI 219	63
35. Cotton and Jute Bag	ISPI 223	65
36. Cordage and Twine	ISPI 213	67
37. Hosiery	ISPI 231	70
38. Other Knitting mill products	ISPI 239	71-72
39. Sawmills	ISPI 2513	76
40. Veneer and plywood	ISPI 252	77
41. Millwork	ISPI 2541	78
42. Wooden boxes	ISPI 256	79
43. Pulp and Paper	ISPI 271	83-85
44. Asphalt roofing	ISPI 272	86
45. Paper boxes and bags	ISPI 2731-001	87
46. Other paper converters	ISPI 274	88
47. Iron and steel	ISPI 291	91-96
48. Steel pipe and tubing	GWl Steel pipe and tubing	97
49. Iron castings	ISPI 294-001	98
50. Primary metals	ISPI 295	99
51. Rolled Aluminum	ISPI 3410 Old SIC	100
52. Rolled Copper	ISPI 3420 Old SIC	101
53. Other non-ferrous metals	ISPI 3470 Old SIC	102
54. Metal containers	GWl Metal Containers	106
55. Hardware	ISPI 306*	108, 110, 111
56. Wire and wire products	ISPI 305*	109
57. Agricultural equipment	ISPI 311	115
58. Automobiles	ISPI 323	121-124
59. Automobile parts	ISPI 325	125
60. Electric Wire and Cable	ISPI 338	135
61. Electrical Industrial Equipment	ISPI 336*	136
62. Radio and Television	ISPI 334*	137
63. Batteries	ISPI 337	138
64. Cement	GWl Cement	141
65. Lime	ISPI 343	142
66. Gypsum	ISPI 345	143
67. Concrete	ISPI 347	144
68. Clay and Allied products	GWl Clay and Allied	145-147
69. Glass	ISPI 3561	148
70. Petroleum refineries	ISPI 3651	152-155
71. Plastics and synthetic resins	ISPI 373*	158
72. Pharmaceuticals	ISPI 374	159
73. Paint	ISPI 375	160
74. Soap	ISPI 376	161

TABLE B-1 (Cont'd)

Commodity Group		Price used	Rows of 1961 Input-Output Table Aggregation I
III	75. Dyes	GWI: paint materials	164
	76. Inorganic chemicals	ISPI 380 Old SIC	165, 167
	77. Organic chemicals	GWI: organic chemicals	166
	<i>Services</i>		
	78. Construction	Implicit Deflator; business Non-residential construction	178
	79. Wholesale and Retail Trade	Implicit Deflator; wholesale and retail trade	179
	80. Transportation-Storage and Communication	Implicit Deflator; Transportation, Storage and Communications	180-183
	81. Electric Power	CPI: electric power	184-185
IV	82. Other Services	Non-government service Deflator	186-192, 195
	<i>Non-Competing Imports</i>		
	83. Non-competing imports	Merchandise imports Deflator	198

*Denotes a series for which indexes based on new and old SICs have been linked.

NOTE: All series are seasonally adjusted.

TRADE MARGINS*

By M.W. Whybrow and C.S. Wiseman

A previously unexplored question regarding inflation is the link between commodity prices paid by the consumer and prices charged by the manufacturer. The retail price of a commodity equals the price charged by the manufacturer¹ plus other costs of distribution. These other costs of distribution consist of the value added by any intermediary, costs incurred by the retailer — wages, transportation costs, advertising, insurance etc. — and the retailer's profit. Mathematically this identity may be expressed as:

$PR \equiv PM + R$ where

PR denotes the price charged by the retailer

PM denotes the price charged by the manufacturer

R denotes the residual consisting of all the other costs of distribution.

The retail price of a commodity will change only when either PM or R changes.² Ideally, to investigate retail commodity prices one should have price indexes for PR , PM and each of the components of R . However, no such price indexes exist for the components of R ³ and as we shall discuss below, the price indexes for PM are not entirely adequate for this type of analysis.

*We would like to thank John G. Cragg, Wayne Thirsk and an anonymous referee for their helpful comments and suggestions. Any errors which remain are the responsibility of the authors.

¹This is not necessarily the wholesale price as the manufacturer may sell to an intermediary rather than the retailer.

²In the short run one of the components of R may change and it may be offset by a change in profit so that R itself and hence PR do not change.

³The largest component of R is probably wages and salaries. While there are data on average weekly wages and salaries, Statistics Canada does not publish these data for the trade sector at a sufficiently disaggregated level as the figures are not at the three-digit Standard Industrial Classification breakdown, but rather at what might be termed at 2.5 digit level of disaggregation.

This then led us to consider the mark-up on commodities by comparing the retail price index of an article with an index of prices paid by the seller. The component indexes of the Consumer Price Index (CPI) are satisfactory retail commodity price indexes, but no comparable wholesale price series are available from Statistics Canada. The General Wholesale Index (GWI) should provide the appropriate price series, but because this wholesale price index is based upon a 1935-39 basket of goods, the matching of its components to those of the 1957 based CPI is an impossible task. Neither are the 1961 based Industrial Selling Price Indexes (ISPI) suitable for comparison with the components of the CPI because the former are arranged by industry rather than by commodity.

Our inability to obtain comparable commodity price indexes at both the wholesale and retail level resulted in a consideration of corporation financial statistics. Instead of computing the mark-up on individual commodities, we were obliged to analyze gross trade margins within the wholesale and retail trade industries.⁴ The gross margin is defined as the difference between product sales revenue and the cost of sales expressed as a percentage of sales.⁵ Because the net margin, profits before tax as a percentage of sales, is influenced by many diverse factors such as rental and investment income, our study is restricted to an analysis of the factors affecting gross margins in the trade industry. Regrettably the margin approach does not differentiate between price and quantity movements.

The data used in the regressions reported below come from the Statistics Canada publication *Corporation Financial Statistics* (61-207). Unfortunately this annual publication has only existed since 1965 and therefore time series analysis is precluded. However at the three-digit level of disaggregation 22 groupings exist for retail trade and 20 groupings exist for wholesale trade; therefore cross-sectional work is possible, utilizing the data of this publication. Because other statistics relating to the retail trade sector are published according to differing classification schemes, only data found in *Corporation Financial Statistics* were used in our empirical analysis. This lack of coordination between Statistics Canada publications is reflected in the Real Domestic Product Indexes for retail trade, which are computed for an 18-industry breakdown in contrast to the 22 three-digit SIC breakdown followed in *Corporation Financial Statistics*.

We first hypothesized that the gross margin is a decreasing function of sales volume. Since sales appears in our definition, using this variable to explain the trade margin may be questioned on an identity basis. Fortunately this objection is statistically surmountable because the relationship between sales and costs is not precise. Both sales revenue and cost of sales consist of a price and a quantity component. While quantity changes have a one-to-one relationship, this need not be so for prices. As an example, a large volume may enable a firm to exercise some monopsonistic power in the purchase of goods for resale.

⁴In the *Third Annual Review, Prices, Productivity and Employment*, Ottawa, Queen's Printer, 1966, the Economic Council of Canada studied the inter-temporal behavior of gross margins in the chain food stores industry by analyzing operating expenses and net operating profit. The data used in the Council's analysis are only issued triennially, in the Statistics Canada publication *Food Chain Stores Operating Results* (63-403) and therefore any further statistical work to extend that analysis is impossible.

⁵Since the 1965 data do not separate revenue into sales of product and sales of services, the margins for that year are calculated on the basis of total sales and costs.

The gross margin is also hypothesized to be positively related to the degree of market concentration and the amount of capital stock per firm in an industry. Firms possessing oligopolistic power may be expected to exact higher trade margins than those realized by perfect competitors. A large fixed investment requires a larger annual quasi-rent to be profitable over its finite life. Demand conditions confronting an industry should also influence the size of the margins obtained by individual firms.

Unfortunately, strictly comparable data exist only for the period 1966 to 1968. The 1965 statistics are compiled in a slightly different format. For 1965 to 1968 financial statements are available for 20 wholesale and 22 retail industries at the three-digit level. For the preceding years, the data exist at what might be termed a 2.5 digit level of aggregation.

We have attempted to explain the trade margin observed in an industry with average sales per firm, the number of corporations in the industry, and average capital stock per firm. As will be explained below, efforts to incorporate a demand-pressure variable were unsuccessful. The number of corporations per industry is used to represent the degree of market concentration. This variable is obviously a very poor proxy because every corporation within the industry receives the same weight. Average capital per firm is computed using both total assets and land, buildings, and equipment (net). Buildings and equipment are valued at acquisition cost while revenues, expenses and current assets are measured in current dollars. This discrepancy cannot be avoided and it probably biases the parameter estimates.

In mathematical notation, our most basic approach (the market-power hypothesis) may be expressed as

$$\frac{S - C}{S} = f\left(\frac{S}{F}, \frac{K}{F}\right) \text{ where}$$

S denotes revenues from sales of product

C cost of materials and supplies

F number of corporations

K capital stock

In order to test our hypothesis, cross-sectional regressions were estimated in linear and log linear forms for 1965, 1966, 1967, and 1968. Parameter estimates were also obtained for a pooled sample consisting of the final three years. The log linear form employing total assets as the relevant capital stock consistently resulted in the largest \bar{R}^2 . The results are tabulated in Table LI with the t-statistics appearing in parentheses.⁶

A cursory examination of Table LI reveals that although sales volume and capital stock per firm have the expected effect upon the trade margin, the impact of the number of firms is highly ambiguous. For retail trade, the gross margin varies inversely with the number of firms per industry; but in the wholesale sector, a significant positive sign appears for the market concentration variable in 1966,

⁶Subsequent to the completion of our rough draft, 1969 data became available. Regression results for that year are comparable to those reported for the previous four years.

1967, and the pooled sample. *A priori*, one would expect an insignificant coefficient; or a negative coefficient if fewness of competitors enables firms to exercise some degree of market power. The perverse relationship found in wholesale trade could, however, reflect possible diseconomies of scale in the wholesaling industry. A large number of firms for a particular industry within the wholesale trade sector would then indicate increased specialization as the firms in that grouping engaged in a rational (profitable) division of functions. Alternatively the positive relationship found in the wholesale trade sector could reflect the inefficiencies associated with monopolistic competition. In such a market organization, large gross margins are utilized to offset other costs which may represent an exceptionally large proportion of total revenue. In this situation, the relationship between net and gross margins is probably negative or insignificant. Correlation coefficients between gross and net margins for the wholesale trade industries were calculated for each year and found to be significantly positive at the five per cent level of significance. This result tends to support the specialization hypothesis.

The possibility of a change in the structure of the wholesale and retail trade industries affecting the mark-up procedure was examined by testing the yearly coefficients for equality using the Chow technique. The computed F-statistics did not indicate any significant changes within either the wholesale or retail trade sector for the period 1966 to 1968. Based upon the results of the Chow test, the best parameter estimates are those for the pooled samples.⁷

Attempts to include a demand pressure variable in our regressions met with failure. We hypothesized that a firm endeavors to maintain a desired ratio of inventory to sales. A decrease in the observed ratio would then reflect healthy demand pressures as the industry depletes its inventory to meet the increased sales volume. The unemployment rate was also utilized in the pooled sample as an indicator of aggregate demand without success. More suitable demand variables were not available.

The market power hypothesis in log linear form may be altered slightly by replacing $\frac{K}{F}$ with $\frac{K}{S}$, the capital-sales ratio. This specification emphasizes a target rate of return on a firm's capital investment. If this rate is constant, the elasticity of the margin with respect to the capital-sales ratio should be unity. These two hypotheses are econometrically identical — only the estimated elasticity with respect to average sales volume is changed. Original hypothesis:

$$\frac{(S - C)}{S} = \alpha \left(\frac{S}{F}\right)^a F^b \left(\frac{K}{F}\right)^c$$

$$\text{Ln } \frac{(S - C)}{S} = \ln \alpha + a \ln \left(\frac{S}{F}\right) + b \ln F + c \ln \left(\frac{K}{F}\right)$$

⁷The results of the pooled regression may be questioned due to the time period spanned. Because the sales data are expressed in current dollars, they are inflated due to price increases. In the pooled sample, this imparts an upward bias to sales per firm. It would also tend to cause a downward bias in the capital-sales ratio. If inflation affects sales and cost of sales in a similar manner, and inventory turnover is frequent, the dependent variable is relatively unaffected by the inflationary process. The composite impact of these biases upon the pooled regression coefficients is unknown.

Modified form:

$$\frac{(S - C)}{S} = g \left(\frac{S}{F}\right)^h F^i \left(\frac{K}{S}\right)^j$$

$$\begin{aligned} \ln \frac{(S - C)}{S} &= \ln g + h \ln \left(\frac{S}{F}\right) + i \ln F + j \ln \left(\frac{K}{S}\right) \\ &= \ln g + h \ln S - h \ln F + i \ln F + j \ln K - j \ln S \\ &= \ln g + (h-j) \ln S - (h-j) \ln F + i \ln F + j \ln K - j \ln F \\ &= \ln g + (h-j) \ln \left(\frac{S}{F}\right) + i \ln F + j \ln \left(\frac{K}{F}\right) \end{aligned}$$

Because parameter estimates obtained by ordinary least squares are unique, one may conclude:

$$\begin{aligned} i &= b \\ j &= c \\ g &= \infty \\ h - j &= a \text{ or } h = a + j \\ &= a + c \end{aligned}$$

Since a and c differ in sign, the net effect is to reduce the influence of sales volume upon the gross margin.

The slightly altered parameter estimates are exhibited in Table LII. A comparison with Table LI confirms that only the sales volume coefficient is changed in this modified approach. The capital-sales ratio coefficient was found to be significantly less than one for both wholesale and retail trade in the aggregated samples. Hence the return to capital falls as the capital-sales ratio increases.

Because the multiplicative form of our hypothesis suggests a production function with value added as the dependent variable, we decided to also test a hypothesis of the form:

$$\frac{S - C}{S} = \infty \left(\frac{W}{S}\right)^a F^b \left(\frac{K}{S}\right)^c$$

where W denotes wages and salaries and the other variables retain their previous definitions. This formulation stresses the importance of distribution costs in the determination of gross margins. Variations about the standard mark-up, ∞ , are assumed to depend upon the changes which occur in the components of distribution cost. Although the capital variable, K , is an asset rather than an expense, in a cross-sectional analysis the opportunity cost of capital may be assumed to be proportional to the stock value.

Cross-sectional regressions for the retail and wholesale trade sectors were again estimated in log linear form for the years 1965 to 1968 inclusive, using both definitions of K . Parameters were also estimated for a pooled sample consisting of the final three years. As in the original hypothesis, larger \bar{R}^2 resulted when total assets were employed as the relevant capital measure. A comparison of these results as summarized in Table LIII with those of Table LI reveals that the production

TABLE LI

$$\frac{S - C}{S} = \alpha \left(\frac{S}{F}\right)^a F^b \left(\frac{K}{F}\right)^c$$

Year	$\ln(\alpha)$	a	b	c	\bar{R}^2	Average Mark-up (%)
Wholesale Trade						
1965	3.670 (10.87)	-0.797 (-6.49)	-0.036 (-0.79)	0.713 (4.96)	0.708	17.0
1966	2.096 (3.97)	-0.485 (-2.23)	0.192 (2.38)	0.679 (3.27)	0.418	16.7
1967	2.551 (5.76)	-0.827 (-5.60)	0.132 (1.90)	0.745 (4.74)	0.691	19.6
1968	2.698 (7.63)	-0.655 (-4.44)	0.091 (1.70)	0.546 (3.50)	0.566	17.7
Pooled 1966-1968	2.515 (10.40)	-0.699 (-7.57)	0.130 (3.48)	0.686 (7.23)	0.599	18.0
Retail Trade						
1965	4.356 (13.33)	-0.687 (-3.90)	-0.085 (-1.76)	0.652 (3.47)	0.448	30.7
1966	4.575 (14.30)	-0.556 (-3.10)	-0.138 (-2.92)	0.450 (2.36)	0.519	32.8
1967	4.650 (14.32)	-0.772 (-4.92)	-0.130 (-2.79)	0.649 (3.96)	0.624	32.7
1968	4.678 (11.83)	-0.758 (-4.05)	-0.132 (-2.47)	0.629 (3.33)	0.499	32.5
Pooled 1966-1968	4.62 (24.55)	-0.701 (-7.45)	-0.130 (-4.88)	0.583 (5.96)	0.586	32.7

function approach consistently produced substantially larger \bar{R}^2 than the basic market power hypothesis. Parameter estimates for the individual years were compared using the Chow technique. No significant evidence of structural change within either the retail or wholesale trade industry was found. An interesting similarity of the two hypotheses is the consistent switching of sign on the market concentration variable between the wholesale and retail trade sectors. A comparison of the estimated coefficients a and c in Table LIII indicates that trade margins are more sensitive to changing labour costs than to variations in the cost of capital.

Subject to the acknowledged limitations of the data, our study permits the following qualitative conclusions about trade margins. As expected the gross margin is inversely related to sales volume in the wholesale and retail trade industries. For retail trade, the margin also varies inversely with the number of firms. This indicates that competition benefits the consumer at the retail level. In wholesale trade, however, the effect of specialization appears to outweigh that of market power and therefore the margin is positively related to the number of firms. For both trade

sectors, the return to capital falls as the capital-sales ratio is increased. The production function analysis indicates that margins are more sensitive to variations in the cost of labour than to those in the cost of capital. This result may reflect the fact that capital expenditures involve long-run planning as opposed to the immediate impact of wage changes.

In conclusion, it might be appropriate to comment on the data presently available on the trade sector. The lack of data on a consistent classification scheme effectively precludes an in-depth study of the trade industry. We would urge Statistics Canada that if possible all trade data should be classified according to the SIC, rather than having some classified according to the SIC and some by different schemes.

TABLE LII

$$\frac{S-C}{S} = g\left(\frac{S}{F}\right)^h F^i \left(\frac{K}{S}\right)^j$$

Year	ln(g)	h	i	j	\bar{R}^2
Wholesale Trade					
1965	3.670 (10.87)	-0.084 (-0.81)	-0.036 (-0.79)	0.713 (4.96)	0.708
1966	2.096 (3.97)	0.194 (1.23)	0.192 (2.38)	0.679 (3.27)	0.418
1967	2.551 (5.76)	-0.082 (-0.58)	0.132 (1.90)	0.745 (4.74)	0.691
1968	2.678 (7.63)	-0.109 (-1.02)	0.091 (1.70)	0.546 (3.50)	0.566
Pooled 1966-1968	2.515 (10.40)	-0.013 (-0.18)	0.130 (3.48)	0.686 (7.23)	0.599
Retail Trade					
1965	4.356 (13.33)	-0.035 (-0.77)	-0.085 (-1.76)	0.652 (3.47)	0.448
1966	4.575 (14.30)	-0.106 (-2.43)	-0.138 (-2.92)	0.450 (2.36)	0.519
1967	4.650 (14.32)	-0.123 (-2.88)	-0.130 (-2.79)	0.649 (3.96)	0.624
1968	4.678 (11.83)	-0.129 (-2.69)	-0.132 (-2.47)	0.629 (3.33)	0.499
Pooled 1966-1968	4.62 (24.55)	-0.118 (-4.82)	-0.130 (-4.88)	0.583 (5.96)	0.586

TABLE LIII

$$\frac{S - C}{S} = \alpha \left(\frac{W}{S}\right)^a F^b \left(\frac{K}{S}\right)^c$$

Year	$\ln(\alpha)$	a	b	c	\bar{R}^2
Wholesale Trade					
1965	4.046 (13.66)	0.240 (1.89)	-0.036 (-0.89)	0.620 (4.51)	0.756
1966	3.818 (6.97)	0.638 (3.32)	0.114 (2.25)	0.137 (0.65)	0.630
1967	4.829 (15.15)	0.805 (8.71)	0.035 (1.23)	0.245 (2.93)	0.948
1968	4.514 (8.60)	0.683 (4.17)	0.038 (1.00)	0.326 (2.70)	0.785
Pooled 1966-1968	4.281 (16.01)	0.666 (7.97)	0.067 (2.96)	0.279 (3.59)	0.817
Retail Trade					
1965	4.720 (22.48)	0.530 (3.98)	-0.040 (-1.13)	0.410 (2.75)	0.697
1966	5.238 (31.39)	0.726 (9.30)	-0.041 (-1.76)	0.265 (2.85)	0.890
1967	5.046 (24.19)	0.537 (7.11)	-0.043 (-1.50)	0.469 (4.38)	0.856
1968	5.16 (23.17)	0.706 (8.28)	-0.034 (-1.16)	0.339 (3.07)	0.854
Pooled 1966-1968	5.13 (45.43)	0.631 (14.17)	-0.041 (-2.70)	0.378 (6.47)	0.866

APPENDIX
MARGINS WHOLESALE TRADE

	1965	1966	1967	1968
Livestock	14.2	3.9	5.4	11.3
Grain ¹	1.8	3.1	5.9	2.1
Coal & Coke ²	-0.5	13.9	11.0	9.0
Petroleum Products	32.9	22.0	25.7	24.4
Paper	10.7	11.4	13.3	17.2
Gen. Merchandise	17.4	12.8	15.7	20.3
Food	9.8	10.1	9.6	9.5
Tobacco	7.3	10.2	3.1	5.9
Drug & Toilet Preparations	22.5	22.2	25.8	24.8
Apparel & Dry Goods	15.7	17.1	16.9	17.8
Furniture & Furnishings	23.3	21.4	21.2	21.7
Motor Vehicles & Parts	12.4	16.1	17.2	16.3
Electrical Machinery	19.8	19.0	19.8	22.0
Farm Machinery	13.8	16.2	15.9	18.2
Industrial Machinery	21.8	25.2	23.7	25.3
Hardware Plumbing & Heating	19.4	21.6	21.9	19.3
Metal Products	24.5	19.9	13.3	15.2
Lumber & Building Products	18.2	18.4	19.3	20.1
Scrap & Waste Dealers	18.8	13.0	22.8	18.0
Other Wholesale	20.6	21.5	20.2	20.0

MARGINS RETAIL TRADE

	1965	1966	1967	1968
Food Stores	19.1	19.9	20.0	20.2
Dept. Stores	30.3	31.9	31.3	32.2
Variety Stores	35.8	34.7	32.8	32.8
General Merchandise	26.7	23.1	19.7	24.3
Auto. Acc. & Parts	29.4	30.0	27.7	28.6
Gasoline Service Station	25.7	24.3	23.7	24.5
Motor Vehicle Dealers	12.1	13.1	13.5	13.4
Motor Vehicle Repair Shops	30.4	43.7	44.2	41.9
Shoe Stores	35.9	38.0	39.1	35.9
Men's Clothing Stores	31.5	33.4	35.9	35.4
Women's Clothing Stores	33.6	34.3	33.0	34.9
Dry Good Stores	30.8	30.9	33.1	32.5
Hardware Stores	28.9	30.2	29.5	30.1
Furniture Stores	28.6	30.4	32.2	30.8
Electrical Stores	24.8	53.0	58.9	51.0
Drug Stores	32.2	34.1	31.5	32.4
Book & Stationery Stores	42.6	41.1	40.9	45.3
Florists	51.4	47.8	52.7	53.8
Fuel Dealers	30.4	28.7	29.3	26.1
Jewellery Stores	43.7	43.4	44.7	44.2
Tobacconists	20.9	25.4	17.1	14.8
Other Retail Trade	30.4	30.5	28.0	28.6

¹The grain industry was eliminated from our regressions because in some years net margins exceeded gross margins due to non-sales revenue. In addition, since 1965 sales have declined by over 90 per cent. This may be due in part to different reporting procedures.

²Due to the negative margin, coal and coke was excluded from the 1965 regressions.

THE PRICE EFFECTS OF THE 1971 REMOVAL OF FEDERAL EXCISE TAX ON HOUSEHOLD ELECTRONIC EQUIPMENT

by James M. Ferguson

INTRODUCTION

On June 18, 1971, the Minister of Finance announced in the Budget Speech that the Government had removed the Federal Excise Tax on household electronic equipment (television, radio, phonograph and combination sets). Prior to that date all such equipment manufactured or imported into Canada and sold to distributors or retailers included the 15 per cent excise tax, as did all similar imported equipment held outside bonded warehouses by importers, even if it had not yet been sold to distributors or dealers. There was no provision made for any rebates on existing inventories.

This report analyzes the price changes that were made by manufacturers, importers and retailers as a result of the removal of the excise tax. A study was carried out at two levels. In order to determine what changes took place in supplier prices, price schedules were collected from all domestic producers and all leading importers. These schedules covered the prices charged to retailers before the Budget Speech as well as price changes that followed.

Data on retail prices were also collected from selected retailers including those whose operations ranged across the country. These retailers were asked to provide information from producers and importers regarding the prices for the leading models of television sets, which were actually sold during three different time periods:

- 1) a two-week period in May 1971;
- 2) the two-week period following the Budget Speech; and
- 3) a two-week period in July 1971.

Since the study at the retail level covered actual transaction prices rather than price lists, it was determined that the work involved in obtaining information on radios, phonographs and combination sets in addition to television sets would be too onerous.

The author would like to express his appreciation to all those manufacturers, importers and retailers who assisted in the study. All spent a great deal of time, effort and cost to produce the basic information for this report.

In view of the confidential nature of the data which were supplied to us, no company names are used in this report.

It should be noted that the results which were obtained should be viewed in the light of a number of factors.

First, the price information at the producer level would not always reflect actual transaction prices.

Second, the sampling that took place at the retail level does not include all retailers nor all markets. There may be some retailers and some markets where the reductions were far larger or far smaller than the results that were obtained in this study.

Third, it should be noted that the announcement of the removal of the excise tax came at a time during the year when it is normal for reductions in price to be made at both the producer and retailer levels because of end-of-model-year clearances.

Fourth, anti-dumping duties on some models from Japan and Taiwan were imposed on June 30, 1971. These duties were applied on a company basis with different duties applied to each firm and even to different models of the same firm. The exact figures involved were not available for this study. These anti-dumping duties raised the prices of imports directly and indirectly may have raised the prices of domestically produced equipment and equipment imported from countries other than Japan and Taiwan. Thus the effect of the imposition of the anti-dumping duties was to reduce, if not offset, the price declines following the removal of the excise tax.

The last factor which should be remembered is that the timing of the Budget Speech coincided with the end of the model year. Therefore, even though the excise tax had been removed on June 18, the tax had already been paid on the majority of the sets available for sale after that date. As noted above there was no provision made for rebates.

CALCULATION OF THE ACTUAL OR EFFECTIVE RATE OF THE EXCISE TAX

While the Federal Excise Tax on home entertainment equipment was listed as 15 per cent, the determination of the effective tax rate was a complex matter.¹

There were two major steps in the determination of the actual or effective rate of the tax. The first step involved the concurrent treatment of the excise tax and the sales tax. Prior to 5:30 p.m. June 18, 1971, all household electronic equipment (television, radio, phonograph and combination sets) manufactured or imported

¹The material for this section is based on Department of National Revenue Circulars ET 112 and ET 113. Any errors or misinterpretations are, of course, the responsibility of the author.

was subject to two taxes: Federal Excise Tax of 15 per cent and Federal Sales and Old Age Security Tax of 12 per cent on television sets and 11 per cent on radios, phonographs and combinations. These taxes were levied concurrently but separately on the manufacturer's wholesale f.o.b. plant price and became payable at the time of shipment to distributors or dealers. (Thus manufacturers' prices to dealers and distributors included the excise tax.) For imports, these taxes were levied concurrently but separately on the duty-paid import value and became payable at the time of importation unless the imported items were placed in a bonded warehouse, in which case the taxes were payable when the items were removed from the warehouse. The taxes were computed as "included", which meant they were computed on a tax-included price. As a result the excise tax on television sets was computed as $15/127$ (11.81 per cent) and the sales tax $12/127$ (9.45 per cent) of the value as determined under the tax regulations. The excise tax on radios and phonographs was computed as $15/126$ (11.90 per cent) and the sales tax $11/126$ (8.73 per cent) of the value as determined under the tax regulations.²

The second step, which reduced the effective rate of tax still further, was to apply an all-inclusive discount to the producer price to retailers before applying the above determined rates. The tax regulations specified certain all-inclusive discounts which could be taken before computing the tax on the price to dealers. This procedure was followed to make the tax based on the price to retailers approximately comparable to the tax based on the price to wholesalers. If the same rate of tax were applied to manufacturers who sold to wholesalers, then the part of the costs represented by the activities of the wholesaler would not have been included in the tax base. Thus a producer who sold to wholesalers would have paid less tax than one who sold directly to retailers — in which case, presumably the costs of wholesaling which were performed by the producer were reflected in a higher price than the price at which he sold to wholesalers. The discount from the price to retailers was intended to make the tax bases comparable. For similar reasons no discount was allowed in applying the tax to the duty-paid import value. Obviously the duty-paid import value excluded the cost of distribution following importation and thus was a smaller tax base than the price to retailers. For television sets produced in Canada the excise tax was computed on the tax-included price to retailers less an all-inclusive discount of 13 per cent computed as "included". For small radios produced in Canada the all-inclusive discount was 9.5 per cent and for other radios, phonographs and radio-phonograph combinations produced in Canada the all-inclusive discount was 13.5 per cent.

Assuming the producers' price to retailers including both the excise and sales taxes was \$100, the excise tax rate on domestically produced television set was $15/127 \times \$87.00$ (\$100 less the discount of \$13.00). This yielded an effective tax rate of 10.28 per cent of the tax-included price to retailers. Similarly for table radios the effective excise tax rate was $15/126 \times \$86.50$ (\$100 less the discount of \$13.50) which was 10.29 per cent.

²The denominator of 127 for television sets was arrived at by adding 15 for excise tax and 12 for sales tax. The figure for radios (126) is smaller because the sales tax is only 11 per cent.

The excise tax on imported equipment was levied on the duty-paid import value with no discounts. Thus the effective excise tax rate on imported television sets was 15/127 or 11.81 per cent of the duty-paid import value and on imported radios and phonographs the effective rate was 11.90 per cent.

CHANGES IN PRODUCER AND IMPORTER PRICES

As noted previously in the Introduction, a number of factors have to be considered in assessing price changes after removal of the excise tax. One complicating factor was that June was near the end of the 1971 model run and prices to retailers are normally reduced to sell off remaining stock. In fact, in some cases prices had already been reduced prior to June 18, 1971 and undoubtedly some reductions after that date were part of the normal model clearance. (Most of the supplier prices collected for this study pertained to 1971 models.) This factor would tend to make the price decreases following the removal of the excise tax greater than otherwise.

Another factor mentioned earlier which considerably complicates the pricing behavior of imports from Japan and Taiwan was the imposition of anti-dumping duties on imports from Japan and Taiwan on June 30. The effect of the imposition of the anti-dumping duties was to reduce, if not offset, the price declines following the removal of the excise tax.

It must also be mentioned that all suppliers had some existing inventories of imported household electronic equipment upon which the excise tax had been paid. In this regard, all domestic producers import some equipment, especially radios and stereo equipment.

The last price schedules issued before June 18, 1971, and the first price schedules issued after that date were collected from all domestic producers and from leading importers. Analysis of the data showed that producers and importers lowered their prices to dealers of color television sets by an average of 11.23 per cent. However, there was considerable variation among sellers in the amount of price reduction. While most firms reduced their prices on average in the range of nine to 11 per cent, two firms reduced their prices only by slightly more than 7.5 per cent. At the other extreme, two firms reduced their prices by somewhat more than 13 per cent and one additional firm reduced its prices by 21 per cent. Excluding the firm with the 21 per cent reduction, the average cut in prices of color television sets was 10.72 per cent. More than 70 per cent of the firms reduced their prices to retailers by 10 per cent or more. For each producer and importer the percentage reductions in price tended to be somewhat higher on the more expensive sets.

The average reduction in black and white television set prices was 9.77 per cent. Again, there was considerable variation among sellers in the amount of price reduction, although most producers reduced their prices on average in the nine to 11 per cent range. One firm reduced its price an average seven per cent and another 7.5 per cent. At the other extreme one firm reduced its prices almost 13 per cent and another almost 16 per cent. The firms tended to have the same ranking in terms of their average percentage reductions in prices of color and black and white sets, with two exceptions. One importer had much smaller percentage reductions in black and white set prices compared to his reductions in color set prices, while

another importer did just the reverse. Only 50 per cent of the firms reduced their prices of black and white sets to retailers by 10 per cent or more.

In a few cases firms had already established 1972 prices and these figures were included in this study as well. It was found that price reductions on 1972 color television models were about 2.5 percentage points less than on 1971 models, but this difference was less than one percentage point for black and white sets. Some firms said expected labor cost increases and rising transportation costs led them to reduce prices by less than the full amount of the discontinued excise tax.

The average reduction in small radio prices was 10.88 per cent. Here the variation among firms was much greater than in the case of television sets. The smallest average decrease was slightly less than seven per cent and the largest was slightly more than 31 per cent. Only one other firm had a reduction exceeding 12 per cent and that was slightly more than 16 per cent. Obviously other factors in addition to the excise tax were operating in this market.

More than 60 per cent of the firms reduced their prices to retailers by 10 per cent or more. However, since almost all small radio sets are imported, the percentage reduction in the excise tax on the duty-paid import value was 11.90 per cent. Only two firms in the sample exceeded this figure. Part of this smaller percentage decline in price compared to the rate of excise tax may be due to a reluctance to absorb the full loss on existing tax-paid inventories.

The average reduction in prices of phonographs, stereo sets, and combination radio-phonographs was 9.44 per cent. Again the variation among firms was considerable. The smallest average decrease was 4.35 per cent. The overall average decrease was again less than the effective rate of the excise tax.

THE EXPECTED CHANGES IN RETAIL PRICES UNDER COMPETITION FOLLOWING THE REMOVAL OF AN EXCISE TAX

The following demand and supply diagram represents a competitive industry selling directly to consumers. An *ad valorem* tax is a certain percentage of the price. (In the example the excise tax is 50 per cent of the tax-included price.) The imposition of an excise tax creates a wedge or difference between the price as seen by the consumer and the price as seen by the producer. The consumer pays a price including the tax but the producer receives a price net of the tax. Prior to the removal of the tax D_1 represents the industry demand or average revenue function net of the excise tax as seen by producers. D_2 represents the industry demand or average revenue function gross of the excise tax as seen by consumers. The rate of output is determined where D_1 intersects the industry supply curve, S . The price including the excise tax is determined where the vertical line corresponding to the rate of output determined by this intersection hits D_2 . Thus in Figure 4 Q_1 is the rate of output and P_1 is the price to consumers including the tax. The excise tax per unit is equal to $P_1 - P_2$.

The removal of the excise tax eliminates the wedge or difference in price as seen by consumers and producers. Diagrammatically the removal of the *ad valorem* excise tax can be expressed as a pivoting up to the right to the demand schedule net of tax, D_1 , until it becomes coincidental with D_2 . As a result output expands to Q_2 and price falls to P_2 , assuming no changes in other factors which affect demand and

Figure 4

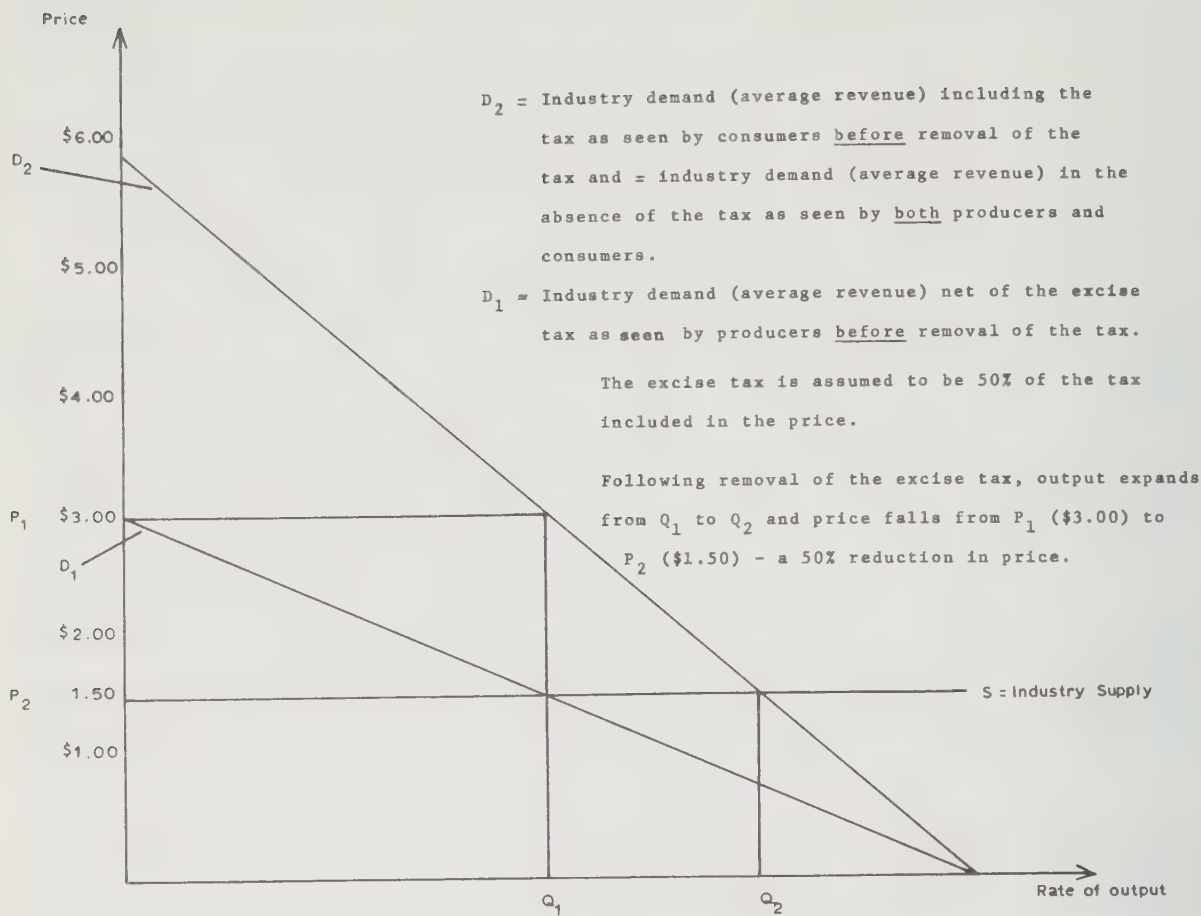
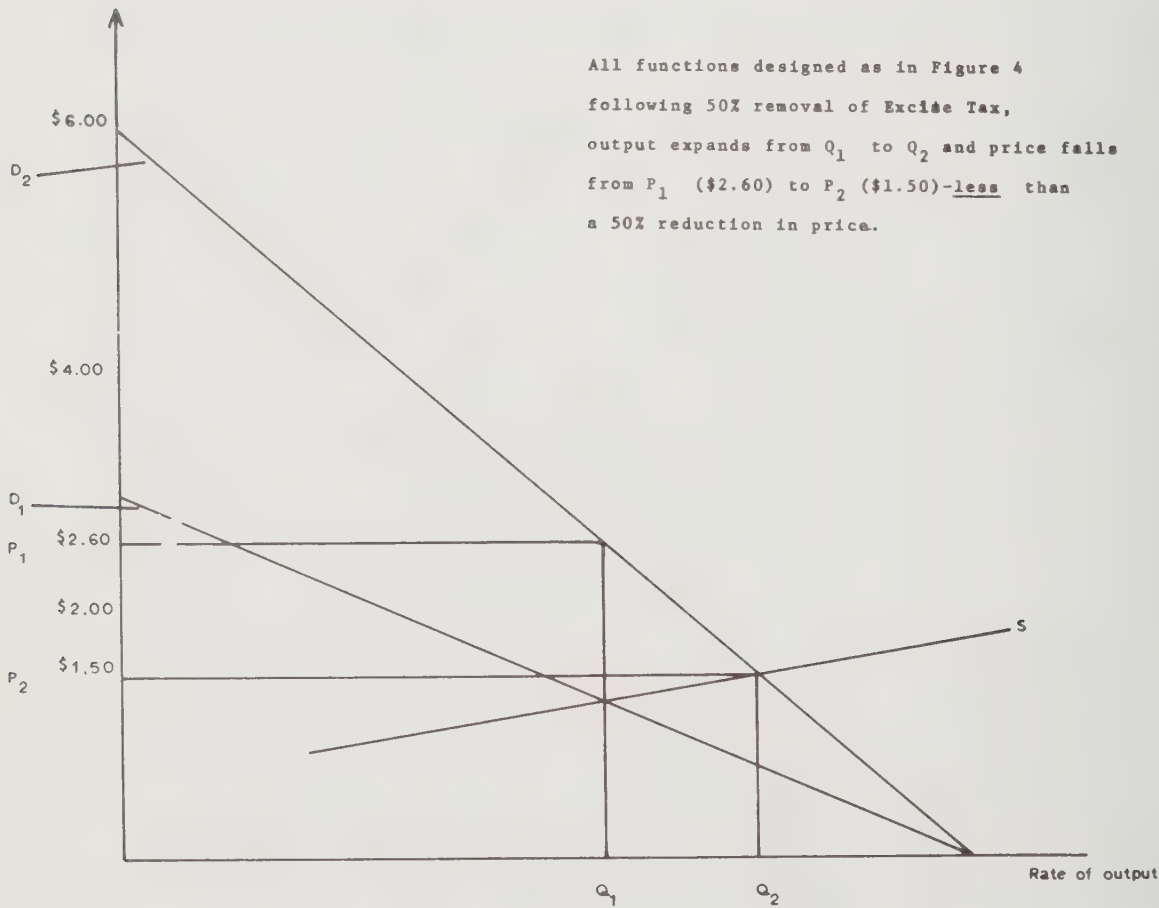


Figure 5



supply in this industry. As shown in Figure 4, under competition the percentage decrease in price will be *equal* to the rate of the excise tax removed (in this example 50 per cent of the tax-included price) if the industry supply curve is horizontal (marginal costs are constant) over the relevant range of output. However, if the industry supply curve is rising, the percentage decrease in price will be *less* than the rate of the excise tax. This result is shown in Figure 5. Thus we expect prices to decrease by the same percentage as the excise tax under competition only if the supply curves of household electronic equipment are horizontal.

In order to understand the relationship between changes in suppliers' prices to retailers and retailers' prices to consumers, it is necessary to examine the crucial role of the mark-up policies of retailers. Assume manufacturers passed on the entire reduction cause by the removal of the excise tax on television sets to dealers and that therefore prices paid by dealers fell by 10.28 per cent. What would the reduction be in consumer prices?

EFFECTS OF RETAIL MARK-UP POLICIES ON PERCENTAGE REDUCTIONS AT THE RETAILER LEVEL

If retailers maintained the same percentage mark-up used prior to June 18 regardless of the size of this mark-up, retail prices on newly purchased items would also fall by 10.28 per cent, but retail prices would fall in real value by more than the full reduction in excise tax. On the other hand, if retailers maintained the same dollar mark-up instead of the same percentage mark-up, retail prices would fall by less than 10.28 per cent but would decrease in dollar value by the full amount of the reduction in excise tax. The greater the constant dollar mark-up used by retailers, the smaller would be the percentage reduction in consumer prices. The absolute decrease in retail prices would always equal the absolute reduction in the excise tax, regardless of the absolute mark-up used. The following example illustrates the resulting changes in retail prices with different mark-up policies:

Example

	With Excise Tax \$	Without Excise Tax \$	Reduction in Price \$	Percentage Reduction in Price
1. Manufacturers' selling price (including federal sales tax)	100.00	89.72	10.28	10.28
2. Retail Price				
a. 10% mark-up	110.00	98.69	11.31	10.28
b. 30% mark-up	130.00	116.64	13.36	10.28
c. Absolute				
\$20 mark-up	120.00	109.72	10.28	8.57
d. Absolute				
\$40 mark-up	140.00	129.72	10.28	7.34

CHANGES IN RETAIL PRICES OF TELEVISION SETS FOLLOWING THE REMOVAL OF THE EXCISE TAX

Actual prices paid by consumers were collected from leading retailers for a sample of the largest selling brands of 1971-model television sets. Prices were obtained for

sales during three periods in 1971: May 10 - 22, June 19 - 26, and July 12 - 24. The May prices provided a basis for comparison with prices following the removal of the excise tax. The June prices reflected the immediate reaction of retailers to the tax removal. Finally, the July prices indicated the longer-term adjustments.

Consumer prices of color television sets fell an average of 8.67 per cent between May and June and 14.67 per cent between May and July. Excluding private label models from these averages to make them more comparable to the supplier price changes (since these brands were not included in the supplier price data), the average percentage decreases were 8.47 per cent between May and June and 13.33 per cent between May and July. Thus the average percentage decline in retailers' prices between May and July exceeded the average decline in supplier prices. (It is perhaps not very meaningful to compare the May to June changes in retail prices with the changes in supplier prices, because during the week following the tax removal, retailers were selling entirely out of tax-paid stocks purchased before the removal of the excise tax.)

More than 25 per cent of the color television brands were decreased in price in June but increased in July by retailers. Half of the private labels were decreased in June but increased in July, which may reflect the imposition of anti-dumping duties since most were direct imports from Japan and Taiwan. A further set of comparisons was made between the maximum average percentage decline in the retail price of each national brand and the corresponding decrease in the supplier price of each brand. (Since several retailers sold most models, average retail price changes were calculated for each brand.) For exactly half of the brands the decline in retail price exceeded the decline in supplier price and for the other half the reverse was true. There were no systematic differences among suppliers in this relative price behavior. All suppliers with several brands in the sample had both brands with supplier price cuts exceeding retail price cuts and vice versa.

Consumer prices of black and white television sets fell an average of 7.91 per cent between May and June and 9.20 per cent between May and July. Excluding private labels, the average percentage declines were 7.39 per cent between May and June and 9.25 per cent between May and July.

Thus the average percentage decrease in retail prices between May and July was less than the average decrease in supplier prices. However, the average absolute decline in retail prices between May and July exceeded the average absolute decline in supplier prices of national brands by more than \$3.00 per set. About 15 per cent of the brands were decreased in price only in June with no further price change in July. While less than 20 per cent of the private label brands showed decreases in June followed by increases in July, more than 60 per cent of the private brands showed decreases in June with no further price change in July. Comparisons between the maximum average percentage decline in the retail price of each national brand and the corresponding decrease in the supplier price of each brand revealed that the percentage decline in the retail price was less than the percentage decline in the supplier price for more than half of the brands. However, the differences were almost always less than one percentage point.

CONCLUSION

On the basis of the data collected for this report it was evident that producers and importers passed savings realized by the elimination of the excise tax on to retailers. It was also apparent that retail prices of 1971 models declined following withdrawal of the tax. However, because retail pricing methods are much more complicated than that of the suppliers, it is difficult to assess the exact effect of the tax withdrawal at that level.

There are several points which complicated our findings. The main factor to cloud the issue was that the tax was eliminated at the end of the model year when reductions are normally made by suppliers and retailers to clear out stock.

Offsetting this to some extent was the anti-dumping duties imposed by the Government shortly after the tax removal was announced.

However, the author feels that the consumer benefited from the elimination of the sales tax, but because of the other factors surrounding the reductions it is difficult to say just what portion of the reductions that followed the cancellation of the tax were directly attributable to its withdrawal.

CONCLUSION

D'après les données que nous avons recueillies pour la rédaction du présent rapport, il était évident que les producteurs et les importateurs avaient transmis aux détaillants l'épargne réalisée du fait de l'abolition de la taxe d'accise. Il était évident également que les prix de détail des modèles de 1971 avaient baissé à la suite de l'abolition de la taxe. Toutefois, les méthodes de détermination des prix de détail étant beaucoup plus compliquées que celles des prix des fournisseurs, il est difficile d'évaluer avec précision l'effet de l'abolition de la taxe à ce niveau.

Plusieurs éléments sont d'ailleurs venus compléter nos constatations, le principal étant le fait que la taxe d'accise a été abolie à la fin de l'année du modèle courant, au moment même où les fournisseurs et les détaillants consentent normalement des rabais pour liquider les stocks.

L'influence de ce facteur a été compensée dans une certaine mesure par les droits d'anti-dumping que le gouvernement a imposés peu de temps après avoir annoncé la suppression de la taxe d'accise.

Nous estimons toutefois que le consommateur a profité de l'abolition de la taxe, mais à cause des autres facteurs qui ont entouré les réductions, il est difficile de dire quelle portion des réductions qui ont suivi l'abolition de la taxe y était directement attribuable.

juillet. Si l'on exclut de ces moyennes, afin de les rendre plus comparables aux changements de prix des fournisseurs, les modèles de marques privées qui n'étaient pas compris dans les données des fournisseurs sur les prix, les réductions moyennes percentuelles ont été de 8.47 pour cent entre mai et juin et de 13.33 pour cent entre mai et juillet. Ainsi, la réduction moyenne en pourcentage des prix de détail, entre mai et juillet, a dépassé la réduction moyenne des prix des fournisseurs. (La comparaison des changements survenus dans les prix de détail de mai à juin avec les changements dans les prix des fournisseurs n'est peut-être pas très significative, étant donné qu'au cours de la semaine qui a suivi l'abolition de la taxe, les détaillants ont vendu des appareils pris dans leurs stocks et pour lesquels ils avaient payé la taxe d'accise avant son abolition.)

Plus de 25 pour cent des marques de téléviseurs couleur ont subi des baisses de prix en juin mais des hausses en juillet chez les détaillants. La moitié des marques privées ont fléchi en juin mais augmenté en juillet, ce qui peut refléter l'imposition des droits d'anti-dumping, puisqu'il s'agissait dans la plupart des cas d'importations directes du Japon et de Formose. Nous avons établi un autre ensemble de comparaisons entre le baisse maximum moyenne en pourcentage du prix de détail de chaque marque nationale et la réduction correspondante du prix du fournisseur de chaque marque. (Puisque plusieurs détaillants vendaient la plupart des modèles, les changements moyens du prix de détail ont été calculés pour chaque marque.) Pour exactement la moitié des marques, la baisse du prix de détail l'a emporté sur celle du prix des fournisseurs et pour l'autre moitié ce fut l'inverse. Il n'y avait pas de différence systématique entre les fournisseurs dans ce comportement des prix relatifs. Tous les fournisseurs qui compaient plusieurs marques dans l'échantillon en avaient pour lesquelles le prix du fournisseur avait baissé au-delà des réductions des prix de détail et d'autres pour lesquelles l'inverse s'était produit.

Les prix à la consommation des téléviseurs noir et blanc ont baissé en moyenne de 7.91 pour cent entre le mois de mai et le mois de juin et de 9.20 pour cent entre le mois de mai et le mois de juillet. En excluant les marques privées, la moyenne des réductions en pourcentage était de 7.39 pour cent entre mai et juin et de 9.25 pour cent entre mai et juillet.

Par conséquent, la réduction moyenne en pourcentage des prix de détail entre mai et juillet était moins élevée que la réduction moyenne des prix des fournisseurs. Toutefois, la moyenne de baisse absolue des prix de détail entre mai et juillet l'emportait sur la moyenne de réduction absolue des prix des fournisseurs des marques nationales par plus de 3.00 dollars par appareil. Environ 15 pour cent des changements en juillet. Moins de 20 pour cent des marques privées accusaient des baisses en juin suivies de hausses en juillet, mais plus de 60 pour cent de ces marques accusaient des baisses en juin sans nouveau changement de prix en juillet. Des comparaisons entre la baisse maximum moyenne en pourcentage du prix de détail de chaque marque nationale et la baisse correspondante du prix du fournisseur de chaque marque ont révélé que la baisse en pourcentage du prix de détail était moins élevée que la baisse en pourcentage du prix du fournisseur dans le cas de plus de la moitié des marques. Toutefois, les différences étaient presque toujours inférieures à un point percentuel.

EFFETS DES POLITIQUES DE MAJORATION
DES PRIX DE DÉTAIL SUR LES RÉDUCTIONS
PROCENTUELLES CHEZ LES DÉTAILLANTS

Si les détaillants maintenaient la même majoration procentuelle qu'avant le 19 juin, indépendamment du montant de cette majoration, les prix de détail sur les articles nouvellement achetés devraient aussi fléchir de 10.28 pour cent, tandis qu'en valeur réelle ces prix baisseraient d'un montant supérieur à la pleine réduction de la taxe d'accise. Si, d'autre part, les détaillants maintenaient la même majoration en dollars au lieu du même pourcentage de majoration, les prix de détail baisseraient de moins de 10.28 pour cent tout en fléchissant, en dollars, du plein montant de la réduction de la taxe d'accise. Plus la majoration invariable en dollars utilisée par les détaillants serait élevée, plus la réduction procentuelle des prix à la consommation serait faible. La baisse absolue des prix de détail serait toujours égale à la réduction de la taxe d'accise indépendamment de la majoration absolue utilisée. L'exemple qui suit illustre les changements qui se produiraient dans les prix de détail suivant différentes politiques de majoration:

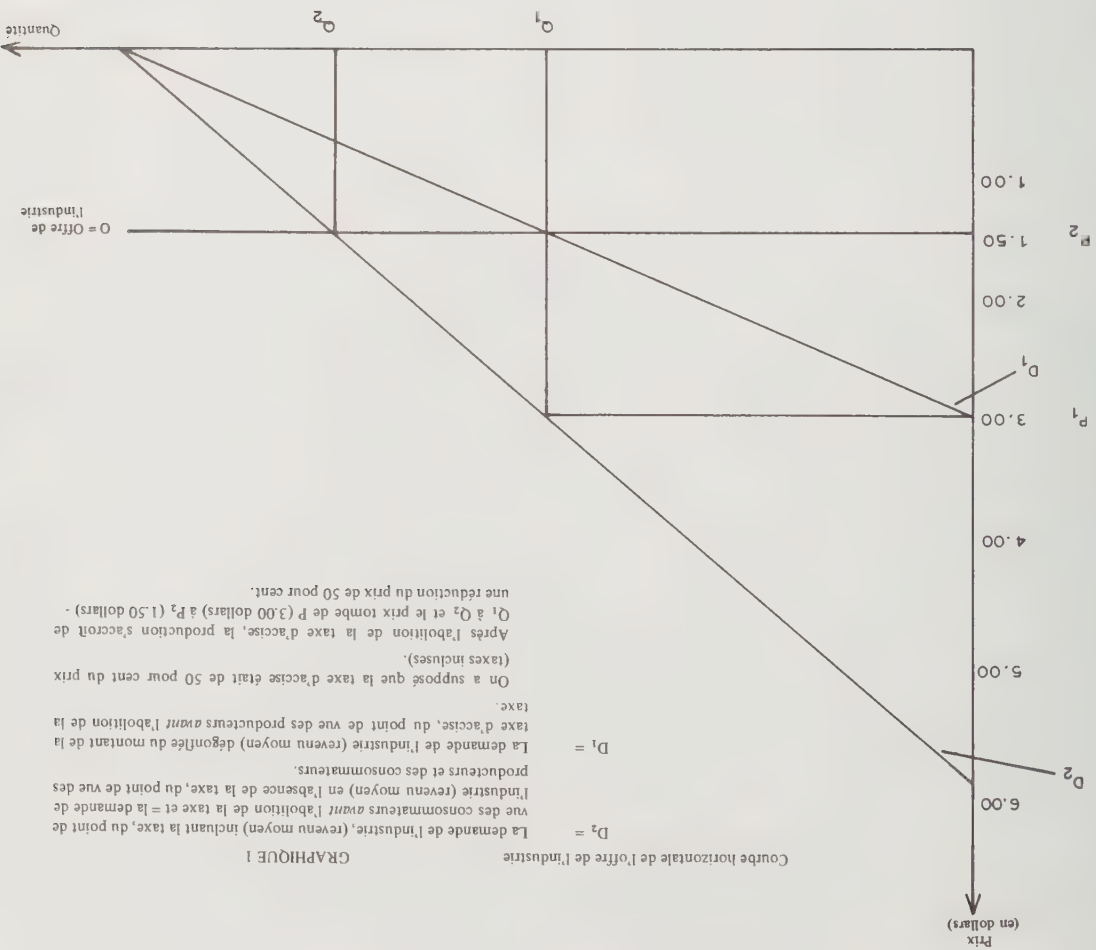
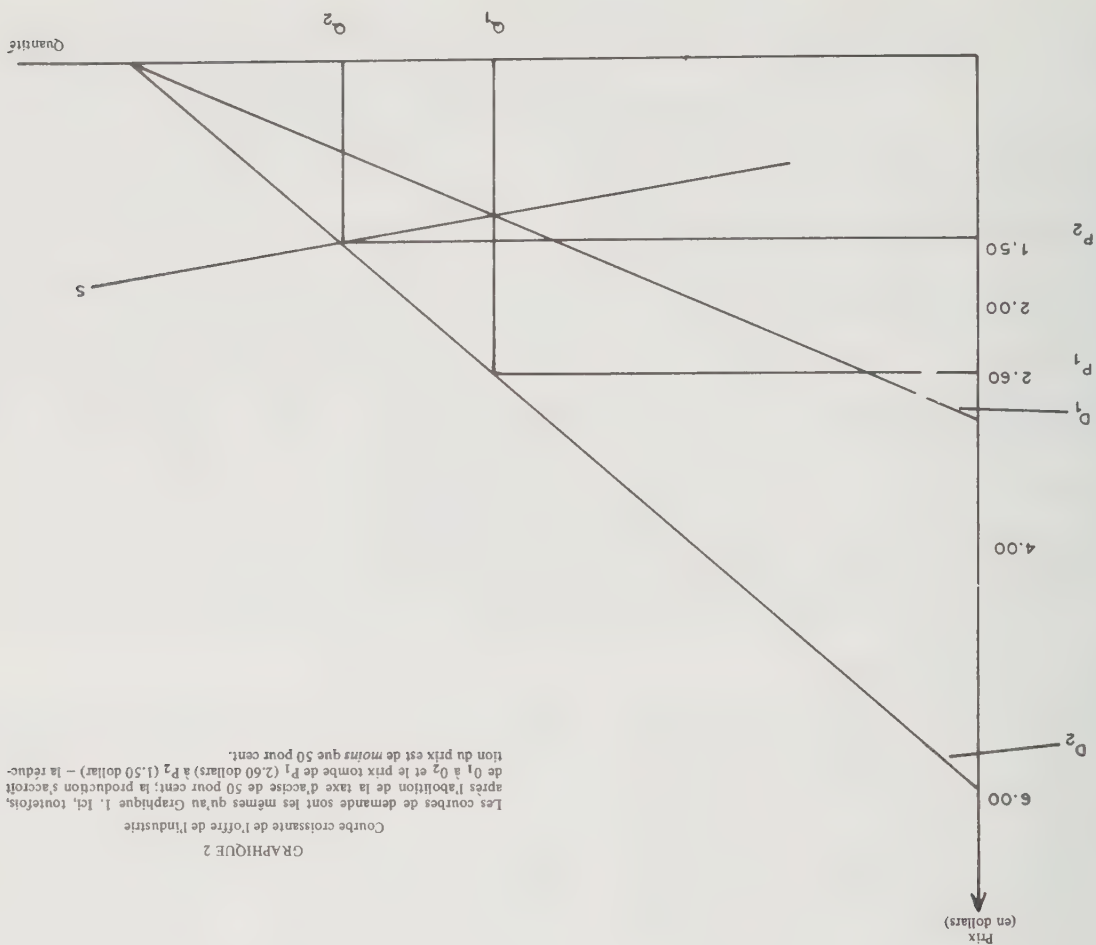
Exemple

avec la taxe d'accise Dollars	sans la taxe d'accise Dollars	réduc- tion de prix en dollars	réduc- tion de prix pro- centuelle
1. Prix de vente des fabricants (y compris la taxe de vente fédérale)	100.00	89.72	10.28
2. Prix de détail			
a. majoration de 10%	110.00	98.69	11.31
b. majoration de 30%	130.00	116.64	13.36
c. majoration absolue de 20 dollars	120.00	109.72	10.28
d. majoration absolue de 40 dollars	140.00	129.72	10.28
			7.34

CHANGEMENTS DANS LES PRIX DE DÉTAIL
DES APPAREILS DE TÉLÉVISION
À LA SUITE DE L'ABOLITION
DE LA TAXE D'ACCISE

Les prix payés par les consommateurs ont été obtenus des principaux détaillants à partir d'un échantillon des appareils de télévision de modèle 1971 les plus populaires. Nous avons obtenu des prix relatifs à des ventes effectuées pendant trois périodes de 1971: du 10 au 22 mai, du 19 au 26 juin, et du 12 au 24 juillet. Les prix du mois de mai nous ont fourni une base de comparaison pour les prix qui suivirent l'abolition de la taxe d'accise. Les prix du mois de juin reflétaient la réaction immédiate des détaillants à la suppression de cette taxe. Enfin, les prix du mois de juillet exprimaient les rajustements à long terme.

Les prix à la consommation des téléviseurs couleurent ont baissé en moyenne de 8.67 pour cent entre le mois de mai et le mois de juin et de 14.67 pour cent entre mai et



s'établissait à 4.35 pour cent. La réduction moyenne de l'ensemble était encore une fois inférieure au taux réel de la taxe d'accise.

LES CHANGEMENTS PRÉVUS DES PRIX DE DÉTAIL DANS LES CONDITIONS DE CONCURRENCE SUIVANT L'ABOLITION DE LA TAXE D'ACCISE

Le graphique d'offre et de demande qui suit représente une industrie en situation de concurrence vendant directement aux consommateurs. Une taxe «ad valorem» est un certain pourcentage du prix (dans l'exemple, la taxe d'accise est de 50 pour cent du prix, taxe incluse). L'imposition d'une taxe d'accise crée un écart ou une différence entre le prix tel que vu par le consommateur et le prix tel que vu par le producteur. Le consommateur paie un prix brut (incluant la taxe) mais le producteur reçoit un prix franc de taxe. Avant l'abolition de la taxe, D_1 représente la fonction de demande de l'industrie, ou revenu moyen franc de la taxe d'accise, du point de vue des producteurs. D_2 représente la fonction de demande de l'industrie, ou le revenu moyen, incluant la taxe d'accise, du point de vue des consommateurs. Le taux de production est déterminé par l'intersection de la courbe de demande D_1 et de la courbe d'offre de l'industrie O_1 . Le prix, incluant la taxe d'accise, est déterminé par l'intersection de la ligne verticale correspondante au taux de production avec la courbe de demande D_2 . Ainsi, dans le graphique 1, Q_1 est le taux de production et P_1 est le prix aux consommateurs (incluant la taxe). La taxe d'accise par unité est égale à $P_1 - P_2$.

L'abolition de la taxe d'accise élimine l'écart ou la différence dans les prix tels que vus par les consommateurs et les producteurs. Graphiquement, l'abolition de la taxe d'accise «ad valorem» peut être exprimée par une hausse vers la droite de la courbe de demande franche de taxe D_1 , jusqu'à ce qu'elle se confonde avec D_2 . Il en résulte un accroissement de production à Q_2 et une baisse de prix à P_2 , si les autres facteurs qui influencent l'offre et la demande dans cette industrie ne varient pas. Comme le démontre le graphique 1, en concurrence, la diminution procentuelle du prix sera égale au taux de la taxe d'accise abolie (dans cet exemple, 50 pour cent du prix incluant la taxe) si la partie affectée de la courbe d'offre de l'industrie est horizontale (coûts marginaux constants) eu égard à l'intervalle de production pertinent. Toutefois, si la courbe d'offre de l'industrie est croissante, la diminution procentuelle du prix sera inférieure au taux de la taxe d'accise. Le résultat paraît au graphique 2. Ainsi, nous prévoyons qu'en situation de concurrence, les prix vont baisser du même pourcentage que la taxe d'accise seulement si les courbes d'offre de l'industrie du matériel électronique domestique sont horizontales.

Afin de comprendre la relation existant entre les changements des prix des distributeurs aux détaillants et des prix des détaillants aux consommateurs, il est nécessaire d'examiner le rôle décisif des politiques de majoration des prix des détaillants. Supposons que les manufacturiers font bénéficier les vendeurs de la totalité de la réduction de la taxe d'accise sur les téléviseurs et que dès lors le prix payé par les vendeurs baisse de 10.28 pour cent. Quelle serait alors la réduction du prix à la consommation?

La réduction moyenne dans le prix des phonographes, des appareils stéréo et des radio-phonographes combinés a été de 9.44 pour cent. L'écart entre les diverses compagnies a de nouveau été assez considérable. La plus faible baisse moyenne

absorber le plein montant de la perte sur les invendus dont la taxe était payée. Plus de 60 pour cent des compagnies ont réduit leurs prix aux détaillants de 10 pour cent ou plus. Toutefois, comme la quasi-totalité des petits appareils radio provient de l'importation, le pourcentage de réduction de la taxe d'accise sur la valeur d'importation, droits de douane payés, s'établissait à 11.90 pour cent. Seulement deux firmes de l'échantillon ont réduit leur prix de vente de plus de 10 pour cent. En partie, cette plus faible diminution procentuelle de prix, comparativement au taux de la taxe d'accise, peut être attribuable à une répugnance à

autres que la taxe d'accise étaient à l'œuvre sur ce marché. La réduction moyenne des prix des petits appareils radio a été de 10.88 pour cent. La variation entre les firmes était beaucoup plus prononcée dans ce cas que dans celui des appareils de télévision. La plus faible diminution moyenne s'établissait à un peu moins de 7 pour cent, tandis que la plus considérable se situait à un peu plus de 31 pour cent. Une seule firme avait appliqué une réduction de plus de 12 pour cent, soit un peu plus de 16 pour cent. Il est assez clair que des facteurs

montant de la taxe d'accise qui avait été abolie. Dans quelques cas, on avait déjà établi les prix de 1972, et nous avons également inclus ces chiffres dans la présente étude. Nous avons constaté que les réductions de prix sur les téléviseurs couleurent de 1972 s'établissaient à environ 2.5 points procentuels de moins que sur les modèles de 1971, tandis que l'écart était de moins de un point procentuel dans le cas des appareils noir et blanc. Certaines maisons ont déclaré que les hausses de coût de la main-d'œuvre qu'elles prévoyaient et la hausse du coût du transport les avaient amenées à réduire leurs prix de moins que le plein

de 10 pour cent ou plus. Dans quelques cas, on avait déjà établi les prix de 1972, et nous avons également inclus ces chiffres dans la présente étude. Nous avons constaté que les réductions de prix sur les téléviseurs couleurent de 1972 s'établissaient à environ 2.5 points procentuels de moins que sur les modèles de 1971, tandis que l'écart était de moins de un point procentuel dans le cas des appareils noir et blanc. Certaines maisons ont déclaré que les hausses de coût de la main-d'œuvre qu'elles prévoyaient et la hausse du coût du transport les avaient amenées à réduire leurs prix de moins que le plein

La réduction moyenne du prix des téléviseurs noir et blanc a été de 9.77 pour cent. Encore une fois, on a constaté des variations sensibles entre les différents vendeurs quant aux montants de la réduction de prix, quoique la plupart des producteurs aient en moyenne réduit les leurs de 9 à 11 pour cent. Une maison a coupé ses prix de 7 pour cent en moyenne et une autre de 7.5 pour cent. À l'autre extrémité du tableau, une maison a abaissé ses prix de près de 13 pour cent tandis qu'une autre est allée à près de 16 pour cent. À deux exceptions près, les différentes maisons ont eu tendance à se classer au même rang quant à leur pourcentage moyen de réduction dans les prix des appareils couleurent et noir et blanc. Un importateur a accordé un pourcentage de réduction beaucoup plus faible dans le prix des appareils noir blanc par rapport à ce qu'il avait accordé sur les appareils couleurent, tandis qu'un autre importateur a fait exactement l'inverse. Seulement 50 pour cent des firmes ont réduit leurs prix des appareils noir et blanc aux détaillants

a été de 21 pour cent, la réduction moyenne sur les téléviseurs couleurent s'est établie à 10.72 pour cent. Plus de 70 pour cent des entreprises ont réduit leurs prix aux détaillants de 10 pour cent ou plus. Chaque producteur ou importateur a manifesté la tendance à accorder une plus forte réduction proportionnelle sur les appareils les plus coûteux.

Les dernières listes de prix publiées avant le 18 juin 1971 et les premières publiées après cette date ont été obtenues de tous les producteurs canadiens et des principaux importateurs. L'analyse des données a révélé que producteurs et importateurs avaient abaissé leurs prix aux vendeurs d'appareils de télévision en couleur de 11.23 pour cent en moyenne. Nous avons toutefois noté des variations considérables entre les différents vendeurs quant au montant de la réduction de prix. Si la plupart des établissements ont réduit leurs prix de 9 à 11 pour cent en moyenne, deux d'entre eux ne les ont réduits que d'un peu plus de 7.5 pour cent. À l'autre extrême, deux établissements ont abaissé les leurs d'un peu plus de 13 pour cent et un autre les a abaissés de 21 pour cent. En excluant la firme où la réduction

de leur matériel, surtout dans le cas des appareils radio et stéréo. d'accise. Notons à cet égard que tous les producteurs canadiens importent une part de leur matériel électronique domestique d'importation sur lesquels ils avaient payé la taxe Il faut aussi rappeler que tous les fournisseurs détenaient certains stocks de l'abolition de la taxe d'accise.

Un autre facteur que nous avons signalé plus haut et qui vient sensiblement compliquer le comportement du prix des importations venant du Japon et de Formose a été l'imposition de droits d'anti-dumping sur les importations provenant de ces deux sources le 30 juin 1971. L'imposition de ces droits d'anti-dumping a eu pour effet de réduire, sinon d'annuler, les baisses de prix survenues à la suite de

prononcée que ce ne serait le cas autrement. à rendre les baisses de prix à la suite de l'abolition de la taxe d'accise plus aux fins de la présente étude avaient trait aux modèles de 1971.) Ce facteur tendrait liquidation des appareils de 1971. (La plupart des prix des fournisseurs recueillis réductions ont sans doute été consenties après cette date dans le courant normal de certains cas, les prix avaient déjà été réduits avant le 18 juin 1971 et certaines détaillants sont normalement réduits pour écouler le reste du stock. De fait, dans qu'en juin la fin de la série des modèles 1971 approchait et que les prix aux taxe d'accise. Comme nous l'avons dit, la situation se compliqua, en partie parce nombre de facteurs dans l'évaluation des changements de prix après l'abolition de la Comme nous l'avons noté dans l'introduction, il faut tenir compte d'un certain

CHANGEMENTS DANS LES PRIX DES PRODUCTEURS ET DES IMPORTATEURS

En supposant que le prix du producteur aux détaillants, comprenant à la fois la taxe d'accise et la taxe de vente, était de 100 dollars, le taux de la taxe d'accise sur les postes de télévision produits au Canada était de $15/127 \times 87.00$ dollars (100 dollars moins la réduction de 13 dollars). On aboutissait ainsi à un taux réel de taxation de 10.28 pour cent du prix aux détaillants, y compris la taxe. De même, dans le cas des radios de table, le taux réel de la taxe d'accise était de $15/126 \times 86.50$ dollars (100 dollars moins la remise de 13.50 dollars), soit 10.29 pour cent. La taxe d'accise sur le matériel d'importation était prélevée sur la valeur d'importation comprenant les droits de douane, sans ristourne. Par conséquent, le taux réel de la taxe d'accise sur les appareils de télévision importés était de $15/127$ ou 11.81 pour cent de la valeur d'importation comprenant les droits de douane et de 11.90 pour cent sur les radios et les phonographes importés.

télévision ou de radio, tourne-disques et appareils combinés) fabriqué au Canada ou importé était assujéti à deux taxes: la taxe d'accise fédérale de 15 pour cent, et la taxe de vente et de sécurité de la vieillesse, qui était de 12 pour cent sur les appareils de télévision et de 11 pour cent sur les appareils radio, les tourne-disques et les appareils combinés. Ces taxes étaient prélevées simultanément mais séparément sur le prix de gros du fabricant f.a.b. usine et devenaient payables au moment de l'expédition aux distributeurs ou aux marchands. (Les prix que les fabricants faisaient aux marchands et aux distributeurs comprenaient donc la taxe d'accise.) Dans le cas des importations, ces deux taxes étaient prélevées simultanément mais séparément sur la valeur de l'importation, y compris les droits de douane, et devenaient exigibles au moment de l'importation, à moins que les articles importés ne soient placés en entrepôt de douane, auquel cas les taxes étaient exigibles au moment où les articles étaient retirés de l'entrepôt. Les taxes étaient calculées comme étant «comprises», ce qui signifiait qu'elles étaient calculées sur un prix qui incluait la taxe. Il s'ensuivait que la taxe d'accise sur les appareils de télévision était calculée à 15/127 (11.81 pour cent) et la taxe de vente à 12/127 (9.45 pour cent) de la valeur déterminée en vertu des règlements fiscaux. La taxe d'accise sur les postes de radio et les tourne-disques se calculait à 15/126 (11.90 pour cent) et la taxe de vente à 11/126 (8.73 pour cent) de la valeur déterminée en vertu des règlements fiscaux².

La deuxième étape, qui réduisait encore le taux réel de la taxe, consistait à appliquer une remise générale au prix que le producteur demandait au détaillant avant d'appliquer les taux déterminés précédemment. Les règlements fiscaux spécifiaient certaines remises générales qui pouvaient être déduites avant de calculer la taxe sur le prix aux négociants. C'est ainsi qu'on procédait pour rendre la taxe fondée sur le prix aux détaillants à peu près comparable à celle qui s'appuyait sur le prix aux grossistes. Si l'on avait appliqué le même taux de taxe aux fabricants qui vendaient aux grossistes, la partie des coûts représentée par les activités des grossistes n'aurait pas été englobée dans le chiffre servant de base pour le calcul de la taxe. Le producteur vendant aux grossistes aurait ainsi payé moins de taxe que celui qui aurait vendu directement aux détaillants, auquel cas le coût des opérations de gros effectuées par le producteur aurait présument été compensé par un prix plus élevé que le prix auquel il aurait vendu aux grossistes. La réduction du prix aux détaillants était donc destinée à rendre les bases de l'impôt comparables. Pour des raisons analogues, aucune ristourne n'était allouée dans l'application de la taxe à la valeur des importations, y compris les droits de douane. De toute évidence, cette valeur excluait le coût de distribution subséquent à l'importation et constituait, par conséquent, une moindre base d'imposition que le prix aux détaillants. Dans le cas des appareils de télévision fabriqués au Canada, la taxe d'accise se calculait sur le prix aux détaillants, taxe incluse, moins une remise générale de 13 pour cent calculée comme étant «comprise». Sur les petits appareils radio fabriqués au Canada, la remise générale était de 9.5 pour cent et sur les autres postes de radio, les phonographes et les radios-phonographes combinés, elle était de 13.5 pour cent.

² Le dénominateur de 127 utilisé pour les appareils de télévision est la somme de 15 pour cent pour la taxe d'accise et de 12 pour cent pour la taxe de vente. Celui de 126 pour les appareils radio est plus faible parce que la taxe de vente n'est que de 11 pour cent.

Puisque l'étude des prix de détail portait sur des ventes réelles de téléviseurs plutôt que sur des listes de prix, nous avons décidé qu'obtenir de pareils renseignements pour les radios, les tourne-disques et les appareils combinés serait trop onéreux.

Nous tenons à remercier tous les fabricants, les importateurs et les détaillants qui ont collaboré à cette étude. Tous ont consacré beaucoup de temps, d'efforts et d'argent pour nous fournir les renseignements de base nécessaires au présent rapport. Etant donné le caractère confidentiel des données qui nous ont été fournies, notre rapport ne contient le nom d'aucune compagnie.

Il faut noter que les résultats obtenus doivent être envisagés à la lumière d'un certain nombre de facteurs.

Premièrement, les renseignements obtenus des producteurs ne refléteront pas toujours les prix des ventes réelles.

Deuxièmement, l'échantillonnage pour les prix de détail n'implique pas tous les détaillants ni tous les marchés. Il peut y avoir des détaillants et des marchés où les réductions ont été beaucoup plus grandes ou beaucoup plus petites que celles rapportées dans cette étude.

Troisièmement, notons que l'abolition de la taxe d'accise a été annoncée à un moment de l'année où producteurs et détaillants effectuent normalement des réductions de prix pour liquider les inventus du modèle courant.

Quatrièmement, des droits d'anti-dumping ont été imposés le 30 juin 1971 sur certains modèles provenant du Japon et de Formose. Ces droits se sont appliqués à chaque société, les taux pouvant varier non seulement d'une société à l'autre, mais aussi pour les modèles d'une seule firme. Nous n'avons pu obtenir de chiffres précis aux fins de la présente étude. Ces droits ont directement augmenté les prix des articles importés et ont pu indirectement provoquer l'augmentation de ceux des appareils fabriqués au Canada ou importés de pays autres que le Japon et Formose. C'est donc dire que l'imposition des droits d'anti-dumping a eu pour effet de réduire, sinon d'annuler, les baisses de prix qui avaient suivi l'abolition de la taxe d'accise.

CALCUL DU TAUX RÉEL DE LA TAXE D'ACCISE

En principe, la taxe d'accise fédérale sur le matériel domestique de divertissement était de 15 pour cent, mais la détermination du taux réel de cette taxe résultait d'un calcul fort complexe¹.

La détermination du taux réel de la taxe se faisait en deux étapes principales. La première consistait à traiter ensemble la taxe d'accise et la taxe de vente. Avant 17h30 le 18 juin 1971, tout le matériel électronique domestique (postes de

¹ La documentation de cette section est fondée sur les circulaires ET 112 et ET 113 du Ministère du Revenu national. Toutes erreurs ou défauts d'interprétation qui pourraient s'y être glissés seraient, évidemment, imputables à l'auteur.

EFFETS DE L'ABOLITION DE LA TAXE D'ACCISE
FÉDÉRALE DE 1971 SUR LES PRIX DU
MATÉRIEL ÉLECTRONIQUE DOMESTIQUE

James M. Ferguson

INTRODUCTION

Le 18 juin 1971, le ministre des Finances annonçait dans l'Exposé budgétaire que le gouvernement avait supprimé la taxe d'accise fédérale sur la matériel électronique domestique (appareils de télévision et de radio, tourne-disques et appareils combinés). Avant cette date, ce matériel, fabriqué au Canada ou importé, et vendu aux distributeurs ou détaillants, était frappé d'une taxe d'accise de 15 pour cent comme tous les articles analogues importés et détenus par les importateurs en dehors des entrepôts de douane, même si ces articles n'avaient pas encore été vendus aux distributeurs ou aux détaillants. Cette mesure du mois de juin ne prévoyait aucune remise sur les stocks.

Le présent rapport analyse les changements de prix que les fabricants, les importateurs et les détaillants ont apportés par suite de l'abolition de la taxe d'accise. L'étude s'est effectuée à deux paliers. Afin de déterminer quels étaient les changements qui avaient eu lieu dans les prix des producteurs, nous avons obtenu des listes de prix de tous les producteurs situés au Canada et de tous les principaux importateurs. Ces listes comprenaient les prix demandés aux détaillants avant l'Exposé budgétaire ainsi que les changements de prix qui le suivirent.

Certains détaillants, notamment ceux qui commercent à l'échelle du pays, nous ont fourni des données sur les prix de détail. Nous leur avons demandé de nous communiquer les prix des principaux modèles de téléviseurs en se fondant sur les renseignements que leur communiquent les producteurs et les importateurs et sur des ventes réelles effectuées au cours de trois périodes différentes:

- 1) deux semaines en mai 1971
- 2) les deux semaines qui suivirent l'Exposé budgétaire
- 3) deux semaines en juillet 1971.

ANNEXE

MARGES COMMERCIALES DANS LE SECTEUR
DU COMMERCE DE GROS

	1965	1966	1967	1968
Bétail ¹	14.2	3.9	5.4	11.3
Céréales ¹	1.8	3.1	5.9	2.1
Charbon et coke ²	-0.5	13.9	11.0	9.0
Dérivés du pétrole	32.9	22.0	25.7	24.4
Papier	10.7	11.4	13.3	17.2
Marchandises diverses	17.4	12.8	15.7	20.3
Produits alimentaires	9.8	10.1	9.6	9.5
Tabac	7.3	10.2	3.1	5.9
Produits pharmaceutiques et préparations de toilette	22.5	22.2	25.8	24.8
Habillement et tissus	15.7	17.1	16.9	17.8
Meubles et articles d'ameublement	23.3	21.4	21.2	21.7
Automobiles et pièces de véhicules automobiles	12.4	16.1	17.2	16.3
Matériel électrique	19.8	19.0	19.8	22.0
Machines et instruments agricoles	13.8	16.2	15.9	18.2
Machines et matériel industriel	21.8	25.2	23.7	25.3
Quincaillerie, équipements sanitaires et appareils de chauffage	19.4	21.6	21.9	19.3
Articles en métal	24.5	19.9	13.3	15.2
Bois d'œuvre et matériaux de construction	18.2	18.4	19.3	20.1
Récupération de déchets	18.8	13.0	22.8	18.0
Autres commerces de gros	20.6	21.5	20.2	20.0

MARGES COMMERCIALES DANS LE SECTEUR
DU COMMERCE DE DÉTAIL

	1965	1966	1967	1968
Magasins d'alimentation	19.1	19.9	20.0	20.2
Magasins à rayons	30.3	31.9	31.3	32.2
Bazars	35.8	34.7	32.8	32.8
Autres magasins généraux	26.7	23.1	19.7	24.3
Accessoires et pièces d'automobiles	29.4	30.0	27.7	28.6
Postes d'essence	25.7	24.3	23.7	24.5
Commerce de véhicules automobiles	12.1	13.1	13.5	13.4
Ateliers de réparation de véhicules automobiles	30.4	43.7	44.2	41.9
Magasins de chaussures	35.9	38.0	39.1	35.9
Magasins de vêtements pour hommes	31.5	33.4	35.9	35.4
Magasins de vêtements pour dames	33.6	34.3	33.0	34.9
Magasins de vêtements et tissus	30.8	30.9	33.1	32.5
Quincailleries	28.9	30.2	29.5	30.1
Magasins d'ameublement	28.6	30.4	32.2	30.8
Magasins d'appareils électriques	24.8	53.0	58.9	51.0
Pharmacies	32.2	34.1	31.5	32.4
Librairies et papeteries	42.6	41.1	40.9	45.3
Fleuristes	51.4	47.8	52.7	53.8
Commerce de combustibles	30.4	28.7	29.3	26.1
Bijouteries	43.7	43.4	44.7	44.2
Débîts de tabac	20.9	25.4	17.1	14.8
Autres détaillants	30.4	30.5	28.0	28.6

¹ Nous avons éliminé l'industrie des céréales de nos régressions parce que, pour certaines années, les marges nettes étaient supérieures aux marges brutes à cause de revenus ne provenant pas de ventes. En outre, depuis 1965, les ventes ont décru de plus de 90 pour cent. Ceci est peut être dû en partie à des changements dans les méthodes d'enregistrement.

² À cause de la marge négative, on a exclu le charbon et le coke des régressions pour l'année 1965.

$$\frac{S-C}{S} = \alpha \left(\frac{S}{W} \right)^a F^b \left(\frac{S}{K} \right)^c$$

TABEAU III

Année	ln(g)	h	i	j	R ²
1968	2.678	-0.109	0.091	0.546	0.566
Période 1966-1968	2.515	-0.013	0.130	0.686	0.599
Commerce de détail					
1965	4.356	-0.035	-0.085	0.652	0.448
1966	4.575	-0.106	-0.138	0.450	0.519
1967	4.650	-0.123	-0.130	0.649	0.624
1968	4.678	-0.129	-0.132	0.629	0.499
Période 1966-1968	4.62	-0.118	-0.130	0.583	0.586
Commerce de gros					
1965	4.046	0.240	-0.036	0.620	0.756
1966	3.818	0.638	0.114	0.137	0.630
1967	4.829	0.805	0.035	0.245	0.948
1968	4.514	0.683	0.038	0.326	0.785
Période 1966-1968	4.281	0.666	0.067	0.279	0.817

Commerce de détail

1965	4.720	0.530	-0.040	0.410	0.697
1966	5.238	0.726	-0.041	0.265	0.890
1967	5.046	0.537	-0.043	0.469	0.856
1968	5.16	0.706	-0.034	0.339	0.854
Période 1966-1968	5.13	0.631	-0.041	0.378	0.866

Année	ln(g)	h	i	j	R ²
1965	3.670 (10.87)	-0.084 (-0.81)	-0.036 (-0.79)	0.713 (4.96)	0.708
1966	2.096 (3.97)	0.194 (1.23)	0.192 (2.38)	0.679 (3.27)	0.418
1967	2.551 (5.76)	-0.082 (-0.58)	0.132 (1.90)	0.745 (4.74)	0.691

Commerce de gros

TABLEAU II

En conclusion, il serait peut-être souhaitable de présenter quelques commentaires sur les données actuellement disponibles pour le secteur commercial. L'absence d'un type de classification suivi empêche réellement toute étude approfondie du secteur commercial. Il nous semble que Statistique Canada devrait si possible classer toutes les données sur le commerce conformément à la CTI, plutôt que d'appliquer celle-ci dans certains cas et des types de classification différents dans d'autres.

Année	ln (α)	a	b	c	R ²	Majoration moyenne (en pour- centage)
1965	3.670 (10.87)	-0.797 (-6.49)	-0.036 (-0.79)	0.713 (4.96)	0.708	17.0
1966	2.096 (3.97)	-0.485 (-2.23)	0.192 (2.38)	0.679 (3.27)	0.418	16.7
1967	2.551 (5.76)	-0.827 (-5.60)	0.132 (1.90)	0.745 (4.74)	0.691	19.6
1968	2.698 (7.63)	-0.655 (-4.44)	0.091 (1.70)	0.546 (3.50)	0.566	17.7
Période 1966-1968	2.515 (10.40)	-0.699 (-7.57)	0.130 (3.48)	0.686 (7.23)	0.599	18.0
1965	4.356 (13.33)	-0.687 (-3.90)	-0.085 (-1.76)	0.652 (3.47)	0.448	30.7
1966	4.575 (14.30)	-0.556 (-3.10)	-0.138 (-2.92)	0.450 (2.36)	0.519	32.8
1967	4.650 (14.32)	-0.772 (-4.92)	-0.130 (-2.79)	0.649 (3.96)	0.624	32.7
1968	4.678 (11.83)	-0.758 (-4.05)	-0.132 (-2.47)	0.629 (3.33)	0.499	32.5
Période 1966-1968	4.62 (24.55)	-0.701 (-7.45)	-0.130 (-4.88)	0.583 (5.96)	0.586	32.7

Commerce de détail

$$S - C = \alpha \left(\frac{F}{S} \right)^a F^b \left(\frac{F}{K} \right)^c$$

TABLEAU I

Compte tenu des limitations des données que nous avons mentionnées, notre étude conduit aux conclusions qualitatives suivantes sur les marges commerciales. Comme prévu, la marge brute évolue à l'inverse du volume des ventes dans les secteurs du commerce de gros et de détail. Dans le cas du commerce de détail, la marge varie également à l'inverse du nombre d'entreprises. Par conséquent, la concurrence joue au profit du consommateur au niveau du commerce de détail. Toutefois, pour ce qui est du commerce de gros, l'effet de la spécialisation semble dominer celui du pouvoir de marché, et on a donc une relation positive entre la marge et le nombre d'entreprises. Dans les deux secteurs, le rendement du capital décroît lorsque le rapport entre le capital et les ventes s'élève. L'analyse en termes de fonction de production indique que les marges réagissent plus aux variations des coûts en main-d'œuvre qu'à celles des salaires qui exercent un effet immédiat, les dépenses en capital relèvent d'une planification à long terme.

On a de nouveau estimé des régressions de forme logarithmique linéaire des secteurs du commerce de gros et de détail pour les années 1965 à 1968 inclus, en utilisant les deux définitions de K. On a également évalué les paramètres pour un échantillon d'ensemble couvrant les trois dernières années. Comme dans le cas de l'hypothèse initiale, on a obtenu les R^2 les plus élevés en utilisant les actifs totaux comme mesure pertinente du capital. Ces résultats sont résumés dans le tableau III. Si on les compare avec ceux du tableau I, on voit que le concept de fonction de production fournit régulièrement des R^2 nettement plus élevés que l'hypothèse du pouvoir de marché. On a comparé les paramètres estimés pour les différentes années en appliquant la méthode de Chow. Rien ne prouve de manière significative qu'il y ait eu des changements structurels au sein des secteurs du commerce de gros ou de détail. Les deux hypothèses présentent une ressemblance intéressante, à savoir le changement régulier de signe de la variable de concentration du marché selon que l'on considère le commerce de gros ou de détail. Une comparaison des coefficients estimés a et c figurant dans le tableau III indique que les marges commerciales réagissent plus aux variations des coûts en main-d'œuvre qu'à celles des coûts en capital.

Etant donné que la présentation de notre hypothèse sous forme de mise en facteurs suggère une fonction de production dont la variable dépendante serait la valeur ajoutée, nous avons décidé de vérifier également une hypothèse de la forme:

$$\left(\frac{S}{C}\right)^a = \sigma \left(\frac{S}{W}\right)^a F^b \left(\frac{S}{K}\right)^c$$

aussi bien pour le commerce de gros que pour le commerce de détail. Donc, le rendement du capital diminue lorsque le rapport entre le capital-actions et les ventes s'accroît.

Le tableau II indique la version légèrement modifiée des paramètres estimés. Une comparaison avec le tableau I confirme que cette conception différente ne change que le coefficient du volume des ventes. Dans les échantillons agrégés, on obtient un rapport nettement inférieur à un entre le capital-actions et les ventes,

Le fait que a et c soit de signes opposés se solde par une réduction de l'influence du volume des ventes sur la marge brute.

$a + c =$
 $a + j =$ you $= j$ - u
 $x = g$
 $c = j$
 $b = i$

Etant donné que les paramètres estimés par la méthode ordinaire des moindres carrés sont uniques, on peut conclure que :

$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{S}{S-C} \right) &= g + h \ln \left(\frac{F}{S} \right) + i \ln F + j \ln \left(\frac{K}{S} \right) \\ \ln \left(\frac{S}{S-C} \right) &= g + h \ln S - h \ln F + i \ln F + j \ln K - j \ln S \\ \ln g + (h-j) \ln S - (h-j) \ln F + i \ln F + j \ln K - j \ln F &= \ln g + (h-j) \ln \left(\frac{F}{S} \right) + i \ln F + j \ln \left(\frac{K}{S} \right) \end{aligned}$$

et sa forme modifiée:

$$\ln \left(\frac{S}{S-C} \right) = \ln \alpha + a \ln \left(\frac{F}{S} \right) + b \ln F + c \ln \left(\frac{F}{K} \right)$$

L'hypothèse initiale:

Nous n'avons pas réussi à inclure dans nos régressions une variable de la pression de la demande. Nous avons supposé que les firmes s'efforcent de maintenir un certain rapport entre les stocks et les ventes. Dans ces conditions, une diminution du rapport observé reflèterait des pressions favorables de la demande, l'industrie devant recourir à ses stocks pour satisfaire à l'augmentation du volume de ses ventes. On a également essayé, sans succès, d'utiliser le taux de chômage dans l'échantillon couvert par la période triennale comme un indicateur de la demande globale. On n'a pas trouvé de variables mieux appropriées de la demande.

Le fait de remplacer K/F par K/S , c'est-à-dire le rapport entre le capital-actions et les ventes, peut modifier légèrement la forme logarithmique linéaire de l'hypothèse du pouvoir de marché. La définition de K/S se fonde sur un objectif de taux de rendement du capital investi par l'entreprise. Si ce taux est constant, l'élasticité de la marge par rapport au rapport entre le capital-action et les ventes devrait être égale à un. Du point de vue économétrique, ces deux hypothèses sont identiques — seule l'élasticité estimée en regard au volume moyen des ventes est différente. On a donc

où S = revenus provenant des ventes de produits

C = coûts en matériaux et fournitures

F = nombre de sociétés

K = capital-actions

Afin de vérifier notre hypothèse, nous avons estimé des régressions multi-sec-torielles de forme linéaire et linéaire logarithmique pour 1965, 1966, 1967 et 1968. On a également estimé les paramètres pour la période comprenant les trois dernières de ces années. La régression de forme linéaire logarithmique utilisant les actifs totaux comme variable pertinente du capital-actions fournit régulièrement les R^2 les plus élevés. On trouvera dans le tableau II les résultats obtenus, ainsi que les statistiques t indiquées entre parenthèses⁶.

À première vue, le tableau I indique que, si le volume des ventes et le capital-actions par entreprise exercent l'effet prévu sur la marge commerciale, l'influence du nombre de sociétés est très ambiguë. Pour le commerce de détail, la marge brute varie à l'inverse du nombre d'entreprises par industrie; mais, en ce qui concerne le commerce de gros, la variable de la concentration du marché est nettement positive pour 1966, 1967 et la période triennale. On pourrait s'attendre, a priori, à obtenir un coefficient non significatif, voire négatif si le petit nombre d'entreprises concurrentes confère aux firmes un certain pouvoir de marché. La relation erronée obtenue à propos du commerce de gros pourrait toutefois refléter la possibilité de «pertes dimensionnelles» dans ce secteur. Pour une branche donnée du secteur du commerce de gros, un nombre d'entreprises élevé indiquerait alors une spécialisation accrue, les entreprises de cette catégorie se répartissant les fonctions de manière rationnelle (rentable). Ou bien, le rapport positif obtenu pour le commerce de gros pourrait traduire les pertes d'efficacité inhérentes à la situation de monopole. Dans une telle situation, les marges brutes considérables servent à contrebalancer d'autres coûts qui peuvent représenter une proportion exception-nellement élevée des revenus totaux. Le rapport entre les marges nettes et brutes est alors probablement négatif ou très faible. On a calculé pour chaque année les coefficients de corrélation entre les marges brutes et nettes dans le secteur du commerce de gros; les coefficients obtenus sont nettement positifs au niveau de fiabilité de cinq pour cent, ce qui tend à confirmer l'hypothèse de la spécialisation. On a étudié la possibilité, dans les secteurs du commerce de gros et de détail, d'un changement de structure affectant la pratique d'établissement des majorations; à cette fin, on a vérifié l'égalité des coefficients annuels à l'aide de la méthode de Chow. Pour la période de 1966 à 1968, les paramètres F calculés n'indiquent de modifications significatives ni dans le secteur du commerce de gros, ni dans celui du commerce de détail. D'après le test statistique de Chow, les paramètres estimés les plus satisfaisants sont ceux qui concernent la période triennale⁷.

⁶ Quand les données pour 1969 devinrent disponibles, notre première ébauche était déjà achevée. Les régressions effectuées pour cette année fournissent des résultats comparables à ceux obtenus pour les années précédentes.

⁷ En raison de la période couverte, on peut douter de la régression concernant les trois années prises ensemble. Les statistiques des ventes, exprimées en dollars courants, sont «gonflées» du fait des hausses de prix. Dans l'échantillon relatif à la période triennale, ceci biaise vers le haut les ventes par entreprise, et tendrait également à causer un biais vers le bas dans le rapport entre le capital-actions et les ventes. Si l'inflation affecte de la même manière les ventes et les coûts qui s'y rapportent, et si le roulement des stocks est rapide, le processus inflationniste laisse la variable dépendante relativement inchangée. On ignore l'effet total de ces biais sur les coefficients de régression concernant la période triennale.

décomposition en 18 industries, par opposition à la décomposition en 22 industries au niveau de trois chiffres de la CTI adoptée dans *Statistique financière des sociétés*. Premièrement, nous avons supposé que la marge brute est une fonction décroissante du volume des ventes. Etant donné que les ventes figurent dans cette définition, on peut contester l'utilisation de cette variable pour expliquer la marge commerciale à cause de problèmes de spécification. Heureusement, du point de vue statistique, cette objection ne tient pas du fait du manque de précision de la relation entre les ventes et les coûts. Les revenus provenant des ventes et les coûts relatifs aux ventes se composent d'un élément prix et d'un élément quantité. Si la relation entre les variations de quantité se traduit forcément par des changements dans les deux variables, il n'en va pas nécessairement de même pour les prix. Par exemple, le volume de ventes élevé d'une entreprise peut lui permettre d'exercer un certain pouvoir de monopsonie lors de l'achat des biens destinés à être revendus.

On suppose également un rapport positif entre la marge brute et le degré de concentration du marché, ainsi qu'entre la marge brute et le montant du capital-actions par entreprise dans une industrie. On peut penser que les firmes qui détiennent un pouvoir d'oligopole réussissent à obtenir des marges commerciales supérieures à celles d'entreprises opérant dans des conditions de concurrence pure et parfaite. Pour être rentable au cours de sa durée, un investissement fixe considérable doit produire un revenu annuel du type rendement encore plus considérable. Les conditions de demande auxquelles fait face une industrie devraient également influencer l'ampleur des marges réalisées par les entreprises individuelles.

Malheureusement, on ne dispose de données absolument comparables que pour la période 1966-1968. Les statistiques pour 1965 sont compilées de façon légèrement différente. Pour la période allant de 1965 à 1968, on dispose des états financiers de 20 branches du commerce de gros et de 22 du commerce de détail, au niveau de trois chiffres. En ce qui concerne les années précédentes, les données sont présentées à ce que l'on pourrait qualifier de niveau de décomposition à 2.5 chiffres.

Nous avons essayé d'expliquer la marge commerciale observée dans une industrie en fonction des ventes moyennes par entreprise, du nombre de sociétés composant ladite industrie et de la moyenne du capital-actions par firme. Comme nous le verrons ci-dessous, nous n'avons pas réussi à intégrer une variable de pression de la demande. Le nombre de sociétés par industrie sert à représenter le degré de concentration du marché. Cette variable-substitut est assurément très peu satisfaisante car chaque société appartenant à l'industrie a un coefficient de pondération identique. On calcule le capital-actions moyen par entreprise à partir des actifs totaux, des terrains, des bâtiments et de l'équipement (net). On évalue les bâtiments et l'équipement à leur coût d'achat, tandis que les revenus, les dépenses et les actifs courants sont exprimés en dollars courants. On ne peut éviter cette différence, qui cause probablement un biais dans les paramètres estimés.

Mathématiquement, on peut exprimer notre hypothèse la plus fondamentale (celle du pouvoir de marché) comme suit:

$$\frac{S}{C} - \frac{S}{F} = f\left(\frac{F}{S}, \frac{F}{K}\right)$$

tels indices pour les éléments de R^3 et, comme nous le verrons ci-dessous, les indices des prix de P_M ne sont pas tout à fait appropriés à ce type d'analyse.

Ceci nous a alors conduit à considérer la majoration ajoutée pour les produits en comparant l'indice des prix de détail d'un article avec un indice des prix payés par le vendeur. Les séries qui composent l'indice des prix à la consommation (IPC) fournissent des indices satisfaisants des prix de détail des produits, mais Statistique Canada ne publie pas de séries comparables pour les prix de gros. L'indice général des prix de gros (IPG) devrait fournir les séries de prix appropriées, mais, cet indice étant fondé sur un « panier » de marchandises de 1935-1939, il est impossible de comparer ses éléments avec ceux de l'IPC, établis pour 1957. On ne peut pas non plus comparer les indices des prix de vente dans l'industrie (IPVI), dont l'année de base est 1961, avec les séries composantes de l'IPC car l'IPVI est classé par industrie plutôt que par marchandise.

L'impossibilité d'obtenir des indices des prix des produits comparables au niveau du commerce de gros et de détail nous a contraint à examiner les statistiques financières des sociétés. Au lieu de calculer la majoration pour les produits individuels, nous avons dû analyser les marges commerciales brutes dans les secteurs du commerce de gros et de détail⁴. On définit la marge brute comme la différence entre le revenu provenant des ventes de produits et le coût des ventes, exprimée en pourcentage de ces dernières⁵. Étant donné que la marge nette — profit avant impôt exprimé en pourcentage des ventes — subit l'influence de facteurs nombreux et divers, tels que le revenu de location et d'investissement, nous avons confiné notre analyse aux facteurs qui affectent les marges brutes du secteur commercial. Malheureusement le concept de marge ne permet pas de distinguer les fluctuations des prix de celles des quantités.

Les données employées dans les régressions indiquées plus loin proviennent de la publication *Statistique financière des sociétés* de Statistique Canada. Malheureusement, cette publication annuelle n'existe que depuis 1965, ce qui empêche l'analyse des séries chronologiques. Cependant, on dispose, au niveau de décomposition à trois décimales, de 22 groupes pour le commerce de détail et de 20 groupes pour le commerce de gros; on peut donc utiliser les données de ce document dans une analyse multi-sectorielle. Du fait que d'autres statistiques relatives au secteur du commerce de détail correspondent à des types de classification différents, nous n'avons retenu aux fins de notre analyse empirique que les données issues de *Statistique financière des sociétés*. Cette absence de coordination entre les différentes publications de Statistique Canada se retrouve dans les indices du produit intérieur réel relatifs au commerce de détail, qui sont présentés selon une

³ Les salaires représentent probablement le principal élément de R . Bien qu'on dispose de données sur les salaires hebdomadaires moyens, Statistique Canada ne les publie pas à un niveau suffisamment détaillé pour le secteur commercial. En effet, les données ne correspondent pas à la classification à trois chiffres des industries (CTI), mais plutôt à ce qu'on pourrait qualifier de niveau de décomposition à 2,5 chiffres.

⁴ Dans son *Troisième rapport annuel*, le Conseil économique du Canada a étudié l'évolution dans le temps des marges brutes réalisées par les magasins d'alimentation à succursales, en analysant les frais d'exploitation et le profit d'exploitation net. Les données utilisées à cette occasion sont communiquées tous les trois ans par Statistique Canada dans *Food Chain Stores Operating Results* et il est donc impossible de pousser plus avant cette analyse.

⁵ Étant donné que les statistiques pour 1965 ne distinguent pas les revenus provenant des ventes de produits de ceux provenant des ventes de services, on a calculé les marges pour cette année à partir des ventes et des coûts totaux.

Jusqu'à présent, on n'a jamais étudié, à propos de l'inflation, le lien entre les prix payés par les consommateurs et les prix demandés par les fabricants. Le prix au détail d'un produit est égal au prix demandé par le fabricant¹, majoré d'autres coûts de distribution. Ceux-ci correspondent à la valeur ajoutée par tout agent intermédiaire, aux coûts subis par le détaillant — salaires, transports, publicité, assurance, etc. — et au profit du détaillant. On peut exprimer cette identité comme suit:

$$PR \equiv PM + R$$

où PR est le prix demandé par le détaillant

PM est le prix demandé par le manufacturier

R est une valeur résiduelle correspondant à tous les autres coûts de distribution.

Le prix au détail d'un produit ne change que lorsque PM ou R varie². De manière idéale, pour étudier les prix de détail des produits, on devrait disposer des indices des prix de PR, PM et chacune des composantes de R. Toutefois, il n'existe pas de

*Nous tenons à remercier John G. Cragg, Wayne Thirsk et un conseiller anonyme, dont les commentaires et les suggestions nous furent très précieux. Nous remercions la responsabilité de toute erreur que pourrait comporter cette étude.
¹Ce prix n'est pas nécessairement le prix de gros car le fabricant peut vendre à un agent intermédiaire plutôt qu'au détaillant.
²À court terme, il se peut que l'un des éléments composant R change et que sa variation soit contrebalancée par une modification du profit de façon que R, et donc PR, restent inchangés.

TABEAU B-1 (Fin)

Ligne dans le tableau de relations inter-industrielles de 1961 (premier niveau d'aggrégation)		Catégorie de biens	Type de prix utilisé
III	Services	72. Produits pharmaceutiques	IPVI 374
		73. Peinture	IPVI 375
		74. Savon	IPVI 376
		75. Teintures	IPG des peintures
		76. Produits chimiques non organiques	IPVI 380 ancienne CTI
		77. Produits chimiques organiques	IPG des produits chimiques organiques
			159
			160
			161
			164
			165, 167
			166
IV	Importations non concurrentes	78. Construction	Coefficient synthétique de déflation; construction de logements, secteur privé
		79. Commerce de gros et de détail	Coefficient synthétique de déflation; commerce de gros et de détail
		80. Transport, entreposage et communications	Coefficient synthétique de déflation; transport, entreposage et communications
		81. Electricité	IPC: électricité
		82. Autres services	Coefficient de déflation des services du secteur privé
			180 - 183
			184 - 185
			186 - 192, 195
			178
			179
			Coefficient de déflation des importations de marchandises
			198

*Indique une série pour laquelle on a relié les indices fondés sur la nouvelle et l'ancienne CTI
Remarque: toutes les séries sont désaisonnalisées

TABLEAU B-1 (Suite)

Ligne dans le tableau de relations inter- industrielles de 1961	Type de prix utilisé	Catégorie de biens	
			(premier niveau d'aggrégation)
42	IPVI 133	23. Sucre	
43	IPVI 135	24. Huile végétale	
47	IPVI 143	25. Produits des distilleries	
48	IPVI 145	26. Produits des brasseries	
49 - 50	IPVI de la catégorie principale II	27. Produits du tabac	
51 - 53	IPVI de la catégorie principale III	28. Produits du caoutchouc	
54	IPVI 172	29. Tanneries de cuir	
55	IPVI 174	30. Fabriques de chaussures	
57 - 58	IPVI 183	31. Filés et tissus de coton	
59	IPVI 197	32. Filés et tissus de laine	
60 - 61	IPVI 201	33. Textiles synthétiques	
63	IPVI 219	34. Linoléums et tissus enduits	
65	IPVI 223	35. Sacs de coton et de jute	
67	IPVI 213	36. Cordes et ficelles	
70	IPVI 231	37. Bas et chaussettes	
71 - 72	IPVI 239	38. Tricots (autres que bas et chaussettes)	
76	IPVI 2513	39. Scieries	
77	IPVI 252	40. Placages et contre-plaques	
78	IPVI 2541	41. Rabotage	
79	IPVI 256	42. Boîtes en bois	
83 - 85	IPVI 271	43. Pâtes et papiers	
86	IPVI 272	44. Papier-toiture asphalté	
87	IPVI 2731-001	45. Boîtes et sacs en papier	
88	IPVI 274	46. Autres transformations du papier	
91 - 96	IPVI 291	47. Fer et acier	
97	IPG des tuyaux et tubes en acier	48. Tuyaux et tubes en acier	
98	IPVI 294-001	49. Moulages de fer	
99	IPVI 295	50. Métaux primaires	
100	IPVI 3410 ancienne CTI	51. Aluminium laminé	
101	IPVI 3420 ancienne CTI	52. Cuivre laminé	
102	IPVI 3470 ancienne CTI	53. Autres métaux non ferreux	
106	IPG des récipients métalliques	54. Récipients métalliques	
108, 110, 111	IPVI 306*	55. Quincaillerie	
109	IPVI 305*	56. Fil métallique et ses produits	
115	IPVI 311	57. Matériel agricole	
121 - 124	IPVI 323	58. Automobiles	
125	IPVI 325	59. Pièces d'automobiles	
135	IPVI 338	60. Fils et câbles électriques	
136	IPVI 336*	61. Matériel électrique industriel	
137	IPVI 334*	62. Radio et télévision	
138	IPVI 337	63. Piles	
141	IPG du ciment	64. Ciment	
142	IPVI 343	65. Chaux	
143	IPVI 345	66. Gypse	
144	IPVI 347	67. Béton	
145 - 147	IPG de l'argile et ses produits connexes	68. Argile et produits connexes	
148	IPVI 3561	69. Verre	
152 - 155	IPVI 3651	70. Raffineries de pétrole	
158	IPVI 373*	71. Matières plastiques et résines synthétiques	

¹⁰ BFS 13-001, «National Income and Expenditure Accounts», divers numéros.

Ligne dans le tableau de relations inter-industrielles de 1961 (premier niveau d'aggrégation)		Type de prix utilisé	Catégorie de biens	I	II
1	IPG du bétail	Type de prix utilisé	Produits bruts	1. Bétail	Produits transformés
2	IPG céréales			2. Céréales	
3	IPG des produits récoltés			3. Fruits, noix et légumes	
4-8	IPG de l'agriculture			4. Autres produits agricoles	
9	(a) prix d'achat 1961-1969			5. Produits forestiers	
	(b) IPG du bois d'œuvre et de construction 1956-1960			6. Poisson	
10	IPG du poisson			7. Fourrures	
11	IPG des fourrures			8. Minerais et concentrés métalliques	
12-15	(a) IPG du minerai de fer (exportation) (b) coefficient synthétique de déflation, mines, carrières et puits			9. Charbon naturel	
16	IPG du charbon			10. Pétrole brut et gaz	
17-18	IPG du pétrole brut	Produits bruts	Produits transformés	11. Minéraux non métalliques	
20-23	Coefficient synthétique de déflation, mines, carrières et puits				
24, 26, 27	IPG 101			12. Viande	
25	IPG des cuirs et peaux			13. Cuir et peaux	
28	IPG des produits de volaille			14. Volailles	
29-33	IPG des produits laitiers			15. Produits laitiers	
34	IPG des produits laitiers			16. Poisson	
35	IPG des produits laitiers			17. Fruits et légumes	
37	IPG 124			18. Farine	
38	IPG 125			19. Céréales	
39	IPG 128	20. Biscuits			
40	IPG 129	21. Produits de boulangerie			
41	IPG 131	22. Confiserie			

intrants et prix des intrants

TABLEAU B-1

Les prix employés pour la construction, les autres services d'affaires et les importations non concurrentes correspondent aux coefficients de déflation synthétiques des secteurs de la construction, des services et des importations de marchandises dans les comptes nationaux¹⁰. On utilise souvent des séries plus précises que le coefficient de déflation des prix des importations pour la catégorie des importations non concurrentes. Par exemple, on utilise l'indice des prix de gros du cacao pour l'industrie 131, du sucre de canne pour l'industrie 133 et du coton brut pour l'industrie 183. De la même manière, dans l'industrie 197, on assigne la pondération des «Autres produits agricoles» au prix de gros de la laine brute.

On devrait remarquer que les importations non concurrentes n'incluent que les biens qui ne sont pas produits au Canada. Si un bien est tant soit peu produit au Canada, on lui assigne le prix canadien coté, indépendamment du volume des importations. Par conséquent, les prix des importations n'exercent qu'un effet indirect sur les prix calculés des intrants. Ceci empêche de déduire facilement le rôle des prix américains dans l'équation de prix elle-même.

⁷Cette méthode diffère de celle de Scarfe (*op. cit.*), qui inclut le prix du produit d'une industrie dans son indice des prix des intrants.

⁸BFS, 61-003, «Sociétés industrielles: statistique financière trimestrielle», divers numéros.

⁹BFS, 61-506, «Real Domestic Product by Industry, 1961 Base», et 61-510, «Indexes of Real Domestic Product by Industry, 1961-1969, 1961 = 100».

pour chacun de ces secteurs.

$$\frac{\text{Indice du produit intérieur réel}^9 \text{ (trim., Désaison.)}}{\text{Ventes des sociétés}^8 \text{ (trimestrielles, désaisonnalisées)}}$$

ainsi:

L'entreposage et les communications correspondent à des coefficients de déflation bruts calculés jusqu'à 1956. Les prix utilisés pour les minéraux non métalliques, le commerce, et le transport, d'œuvre et du bois de construction est très voisin de cette série et on l'utilise pour remonter tire d'une série expérimentale de prix d'achat de 1961 à 1969. L'indice des prix de gros du bois d'œuvre et du bois de construction est très voisin de cette série et on l'utilise pour remonter l'explication. Dans certains cas, on a utilisé des prix calculés. Le prix des produits forestiers est des prix de vente dans l'industrie (IPVI) ou à l'indice des prix de gros (IPG) n'appellent aucune explication. Le tableau de relations interindustrielles. Les catégories dont on a obtenu les prix grâce à l'indice de vente dans l'industrie (IPVI) ou à l'indice des prix de gros (IPG) n'appellent aucune explication. Le tableau BI indique les 83 catégories d'intrants, leurs prix et leurs numéros de ligne dans le tableau de relations interindustrielles. Les catégories dont on a obtenu les prix grâce à l'indice des prix de vente dans l'industrie (IPVI) ou à l'indice des prix de gros (IPG) n'appellent aucune explication.

DESCRIPTION DES PRIX UTILISÉS

Le tableau BI indique les 83 catégories d'intrants, leurs prix et leurs numéros de ligne dans le tableau de relations interindustrielles. Les catégories dont on a obtenu les prix grâce à l'indice des prix de vente dans l'industrie (IPVI) ou à l'indice des prix de gros (IPG) n'appellent aucune explication. Le tableau BI indique les 83 catégories d'intrants, leurs prix et leurs numéros de ligne dans le tableau de relations interindustrielles. Les catégories dont on a obtenu les prix grâce à l'indice des prix de vente dans l'industrie (IPVI) ou à l'indice des prix de gros (IPG) n'appellent aucune explication.

technique est constant.

des intrants calculé pour cette industrie⁷. Le schéma de pondération est linéaire, donc compatible avec une fonction de production du type Leontief, où le coefficient de l'état de la

où P_i est le prix du $i^{\text{ème}}$ intrant. On exclut le prix du produit de l'industrie j de l'indice des prix des intrants

$$IP_j = \sum_{i=1}^{83} w_{ij} P_i \quad i \neq k$$

$i = 1 \dots k, \dots 83$

On calcule comme suit l'indice des prix des intrants pour l'industrie j :

produits intermédiaires les plus importants omis, on relève: les produits métalliques fabriqués (CTI 301 à 304 et 307 à 309), l'équipement industriel (CTI 315 à 318), le matériel de communications (CTI 335), et le matériel d'exploitation.

En général, $\sum_{i=1}^{83} V_i$ représente une forte proportion de la valeur totale des intrants. Parmi les produits par l'industrie j .

où les V_{ij} représentent les valeurs nominales. On exclut de l'addition la marchandise (k)

$$W_{ij} = V_{ij} / \sum_{i=1}^{83} V_{ij} \quad i \neq k$$

$i = 1 \dots k, \dots 83$

comme:

On a calculé le coefficient de pondération de la catégorie de marchandises i de l'industrie j on avait besoin de coefficients de pondération des intrants.

On a ainsi obtenu un tableau à 83 lignes représentant les catégories d'intrants en marchandises et en services et à 38 colonnes représentant les industries à trois unités de la CTI pour lesquelles correspondent aux définitions des industries manufacturières à trois unités.

On a regroupé de la même manière les colonnes 12 à 97 du tableau 13 afin qu'elles BI). On a totalement exclu les produits transformés pour lesquels on ne disposait pas de prix. produits bruts, produits transformés, services et importations non concurrentes (voir tableau lignes (marchandises utilisées) en 83 catégories d'intrants, réparties en quatre grands groupes: indique les valeurs nominales des intrants de marchandises par industrie. On a regroupé les 15-502 du BFS, «The Input-Output Structure of the Canadian Economy 1961». Ce tableau Les coefficients de pondération des intrants sont tirés de données du tableau 13 du catalogue

CALCUL DES COEFFICIENTS DE PONDERATION

Nous étudierons ces éléments successivement dans l'optique de notre propre modèle.

Tout ensemble de prix d'intrants présente les caractéristiques suivantes: la source des coefficients de pondération, la nature du schéma de pondération et les aspects des prix utilisés.

production du type Cobb-Douglas.

fournit donc un indice de prix des intrants compatible avec son hypothèse d'une fonction de

CALCUL DES PRIX DES INTRANTS AU NIVEAU
DES INDUSTRIES 1956-1969

Annexe B

INTRODUCTION

Les indices des prix des intrants en matières premières et produits intermédiaires sont essentiels pour définir avec précision les équations de prix dans tous les modèles, sauf les plus globaux. Au Canada, on a bâti plusieurs groupes d'indices des prix des intrants¹. Officer et ses collaborateurs ont calculé des indices des prix des intrants pour la période 1952-1965, en utilisant des pondérations des relations interindustrielles et des prix à la valeur ajoutée calculés pour 1949. Leur analyse est présentée par secteur (c'est-à-dire production de biens durables, production de biens non durables, industries minières, etc.), donc à un niveau très global. Le Conseil économique a calculé des indices des prix des intrants au niveau des industries et des principaux groupes d'industries du secteur manufacturier. À cette fin, on utilisait les prix cotés fournis par les composantes de l'indice des prix de vente dans l'industrie (IPVI)² et de l'indice général des prix de gros (IPG)³. Les coefficients de pondération furent calculés à partir du recensement annuel des manufactures⁴, qui indique de façon détaillée les intrants en matières premières et produits intermédiaires consommés par chaque industrie au niveau de trois unités. On a exclu les intrants pour lesquels on ne disposait pas de prix et on a modifié les coefficients de pondération en proportion. Les séries calculées remontent jusqu'à 1949 et se terminent en 1965. Malheureusement, on n'a pas rendu public les moyens nécessaires pour maintenir à jour ces séries.

La tentative la plus récente de calcul de séries de prix des intrants est celle de B.L. Scarfe⁵. Celui-ci utilise des coefficients de pondération des relations interindustrielles de 1961 et une combinaison de prix cotés (IPVI et IPC) et de prix réels. Les indices couvrent la période 1961-1969 pour les industries classées à un niveau de décomposition moyen dans le tableau de relations interindustrielles⁶. Le schéma de pondération de Scarfe est linéaire logarithmique, et

¹ L.H. Officer, P.R. Anderson et D.A. Wilton, *Supply Relationships in the Canadian Economy: An Industry Comparison* (manuscrit inédit).
² BFS, Catalogue 62-515, «Industry Selling Price Indexes», et 62-528, «Index des prix de vente dans l'industrie, 1956-1968».
³ BFS, catalogue 62-002, «Prix et indices de prix», divers numéros.
⁴ BFS, divers numéros.
⁵ B.L. Scarfe, *Détermination des prix et mécanisme de l'inflation au Canada*. Étude préparée pour la Commission des prix et des revenus, Information Canada, Ottawa, 1972.
⁶ BFS, «The Input-Output Structure of the Canadian Economy, 1961». Information Canada, 1972. Catalogue 15-501.

$$I_t^F = bk_o + bk_1s_t + C\Delta s_t + (1-b)I_{t-1}^A$$

TABLEAU A-3

Numéro CTI	bk_o	bk_1	C	(1-b)	$R^2/DW/p$
112	2.58 (0.74)	0.220 (2.42)	-0.070 (0.40)	0.770 (8.46)	0.95/1.78/0.21
128	0.186 (0.52)	0.054 (2.60)	0.023 (0.66)	0.519 (3.96)	0.63/2.04/0.74
131	-1.98 (2.35)	0.115 (2.64)	-0.038 (0.61)	0.758 (7.79)	0.98/2.01/-0.13
133	2.76 (1.46)	0.232 (3.20)	0.128 (1.27)	0.372 (2.55)	0.65/1.99/0.39
145	6.94 (1.78)	0.020 (0.48)	-0.050 (1.59)	0.170 (1.12)	0.39/1.91/0.90
197	0.885 (1.97)	0.061 (2.05)	-0.020 (0.64)	0.620 (5.14)	0.80/1.51/0.52
201	-2.03 (1.51)	0.094 (2.83)	-0.035 (0.51)	0.824 (10.10)	0.94/1.51/0.54
231	1.34 (1.64)	0.046 (0.98)	-0.020 (0.37)	0.717 (5.64)	0.69/1.45/0.60
239	1.53 (1.84)	0.048 (2.13)	-0.174 (5.10)	0.826 (9.25)	0.96/1.68/0.31
243	-0.780 (0.42)	0.157 (3.04)	-0.070 (0.93)	0.579 (4.46)	0.88/1.76/0.45
271	-2.02 (0.95)	0.019 (1.95)	-0.064 (3.24)	0.914 (15.01)	0.97/1.92/0.18
295	21.70 (2.70)	-0.008 (0.30)	0.026 (1.36)	0.647 (4.99)	0.51/1.98/0.78
305	4.99 (2.37)	0.117 (3.11)	-0.032 (0.84)	0.541 (4.17)	0.78/1.66/0.73
323	4.78 (1.38)	0.033 (3.56)	-0.018 (1.68)	0.535 (4.68)	0.70/1.86/0.58
365	4.29 (0.55)	0.099 (2.25)	-0.009 (0.16)	0.717 (5.77)	0.86/1.88/0.24
374	-0.94 (1.62)	0.165 (3.32)	-0.069 (0.88)	0.589 (4.21)	0.96/1.59/0.18
375	1.22 (0.98)	-0.029 (0.51)	-0.005 (0.12)	1.02 (13.87)	0.97/1.85/0.19
376	-0.74 (0.52)	0.089 (2.00)	-0.104 (2.73)	0.757 (7.58)	0.84/1.97/0.63

TABEAU A-2

$$I_A^t = bd_0 + bd_1 NO_t + bd_2 U_{t-1} + C \Delta S_t^t + (1-b) I_{t-1}^t$$

Numéro CTI	bd ₀	bd ₁	bd ₁	C	(1-b)	R ² /DW/p
124	2.03 (0.55)	0.025 (0.55)	-0.003 (0.07)	0.179 (2.58)	0.923 (13.24)	0.82/1.93/-0.06
135	1.81 (1.19)	0.164 (1.56)	0.315 (1.69)	-0.067 (0.29)	0.446 (3.35)	0.56/1.98/0.00
172	3.59 (1.74)	0.057 (0.92)	0.210 (1.82)	-0.229 (3.33)	0.553 (4.53)	0.78/1.95/0.63
183	4.93 (0.84)	0.041 (0.91)	0.073 (0.88)	-0.105 (2.01)	0.845 (9.67)	0.87/1.79/0.54
291	3.71 (0.68)	0.284 (3.37)	-0.275 (2.24)	-0.143 (1.87)	0.793 (11.89)	0.97/1.71/0.30
306	1.49 (2.10)	0.111 (2.43)	0.131 (1.92)	-0.153 (2.38)	0.799 (12.79)	0.99/1.87/0.39
325	1.94 (1.15)	0.122 (3.45)	0.063 (0.90)	-0.184 (4.49)	0.755 (7.90)	0.99/1.95/-0.17
332	2.14 (0.45)	0.316 (3.09)	0.091 (0.22)	-0.444 (3.61)	0.675 (7.23)	0.90/1.84/0.36
334	7.17 (1.64)	0.144 (3.03)	-0.011 (0.14)	0.053 (0.47)	0.730 (8.42)	0.72/1.83/0.48
336	8.75 (2.66)	0.061 (2.33)	0.117 (3.69)	0.070 (1.18)	0.663 (8.42)	0.98/1.95/0.45
337	-0.935 (1.46)	0.261 (3.08)	0.555 (2.06)	-0.198 (2.71)	0.677 (7.75)	0.90/1.99/0.44
338	1.84 (1.52)	0.127 (3.55)	0.166 (3.01)	-0.011 (0.12)	0.689 (10.58)	0.98/2.01/0.19
357	-0.690 (1.04)	0.117 (1.97)	0.336 (1.52)	-0.181 (1.94)	0.871 (10.59)	0.90/1.95/0.37

$$I_A^t = bk_0 + bk_1 S_t^t + C \Delta S_t^t + (1-b)I_A^{t-1}$$

TABLEAU A-1

Numéro	CTI	bk_0	bk_1	C	(1-b)	$R^2/DW/p$
101		8.696 (1.94)	0.058 (2.90)	0.034 (1.42)	0.531 (3.68)	0.81/1.85/0.44
112		0.366 (0.09)	0.335 (2.62)	-0.237 (1.35)	0.771 (9.00)	0.96/1.79/0.34
128		0.749 (1.72)	0.110 (2.66)	-0.030 (0.67)	0.620 (4.81)	0.90/2.03/0.42
131		-1.07 (0.79)	0.227 (2.09)	-0.066 (0.57)	0.749 (6.46)	0.96/2.02/0.23
145		-	-	-	-	-
174		-0.207 (0.09)	0.359 (3.87)	-0.482 (5.02)	0.587 (5.94)	0.85/2.00/0.85
197		2.93 (2.03)	0.222 (2.56)	-0.150 (1.68)	0.696 (6.34)	0.89/2.03/0.58
201		-1.83 (1.12)	0.160 (2.81)	-0.180 (1.61)	0.853 (12.91)	0.97/1.70/0.38
231		1.21 (0.89)	0.139 (1.75)	0.121 (1.36)	0.785 (6.74)	0.83/1.55/0.55
239		2.75 (1.91)	0.229 (3.04)	-0.303 (3.19)	0.719 (7.56)	0.96/1.78/0.39
243		0.236 (0.08)	0.298 (2.61)	-0.128 (1.00)	0.675 (5.45)	0.94/1.91/0.44
252		0.869 (1.38)	0.058 (1.11)	-0.145 (2.77)	0.893 (9.41)	0.91/1.91/0.20
271		14.52 (0.89)	0.063 (2.51)	-0.269 (3.07)	0.861 (10.63)	0.90/1.74/0.02
273		0.676 (0.58)	0.097 (1.65)	0.037 (0.37)	0.814 (7.74)	0.98/2.00/0.24
295		30.79 (2.14)	0.070 (1.03)	0.083 (1.58)	0.745 (5.63)	0.83/1.89/0.43
305		3.80 (2.33)	0.163 (3.58)	-0.026 (0.32)	0.754 (10.70)	0.98/1.80/0.19
311		1.65 (0.70)	0.188 (2.81)	-0.099 (1.59)	0.793 (9.90)	0.92/1.80/0.37
323		4.67 (1.32)	0.056 (3.04)	-0.078 (4.02)	0.825 (12.31)	0.98/1.90/0.22
365		0.618 (0.09)	0.054 (1.20)	0.044 (0.71)	0.919 (10.89)	0.97/1.88/0.11
374		-1.30 (1.22)	0.340 (3.77)	-1.66 (2.05)	0.642 (6.25)	0.98/1.85/0.55
375		1.79 (1.23)	-0.059 (0.77)	0.015 (0.28)	1.04 (16.13)	0.98/1.87/0.29
376		0.573 (0.37)	0.176 (3.19)	-0.182 (3.84)	0.664 (6.46)	0.89/1.71/0.56

²Courchene, *ibid.*, p. 140
³C. Hildreth et J. Y. Lu, «Demand Equations with Autocorrelated Disturbances», Michigan State University Agricultural Experiment Station, Technical Bulletin No. 276, novembre 1960.

- (c) $I_A^t = \hat{d}_0 + \hat{d}_1 N.O.t + \hat{d}_2 U_t - 1$ où les paramètres estimés sont extraits du tableau AII.
- (b) $I_A^t = \hat{k}_0 + \hat{k}_1 S_t$ où les paramètres estimés sont extraits du tableau AI.
- (a) $I_F^t = \hat{k}_0 + \hat{k}_1 S_t$ où les paramètres estimés sont extraits du tableau AIII.
- On utilise les valeurs estimées pour k_0 , k_1 , d_0 , d_1 et d_2 afin de calculer les séries I_A^* et I_F^* employées dans les chapitres III et IV, soit:

aucun cas.

industries. Toutefois, du point de vue statistique, cette différence ne semble significative en un. \hat{d}_1 est nettement positif dans 9 des 13 cas, et \hat{d}_2 dans 6. \hat{d}_2 est supérieur à \hat{d}_1 pour 8 des 13 entre zéro et un dans tous les cas. Pour 10 industries sur 13, \hat{c} est compris entre zéro et moins Dans les industries qui produisent en fonction des stocks et des commandes, \hat{b} est compris compris entre -1 et 0 (voir tableau AI).

tous les cas, et k_1 est nettement positif dans 16 des 21 industries. Dans 15 cas sur 21, \hat{c} est secteur produisant exclusivement en fonction des stocks, \hat{b} est compris entre zéro et un dans Les résultats obtenus confirment en général les prévisions ci-dessus. Pour ce qui est du variable, exerce un effet moindre.

production future, et donc aux besoins en stocks. L'afflux des nouvelles commandes, étant plus de la période précédente joue un rôle dominant dans la formation des anticipations relatives à la La prévision selon laquelle $\hat{d}_2 > \hat{d}_1$ implique que le montant des arrières de commandes à la fin

$$\begin{aligned} \hat{d}_2 &> \hat{d}_1 > 0 \\ -1 &< \hat{c} < 0 \\ 0 &< \hat{b} < 1 \\ k_1 &> 0 \\ 0 &< \hat{b} < 1 \end{aligned}$$

et, en ce qui concerne le secteur produisant en fonction des stocks et des commandes

des stocks:

On suppose qu'on aura, en ce qui concerne le secteur produisant exclusivement en fonction de p pour laquelle $\sum e_t^2$ a une valeur minimale est indiquée à droite.

les tableaux, les rapports t apparaissent entre parenthèses en dessous des coefficients. La valeur stocks de produits finis. Le tableau AII indique les résultats fournis par le modèle (7). Dans tous des stocks figurent dans le tableau AI pour les stocks globaux et dans le tableau AIII pour les résultats obtenus en appliquant l'équation (6) au secteur qui produit exclusivement en fonction supposé celle-ci du premier ordre et appliqué une transformation du type Hildreth-Lu³. Les Dans la plupart des cas, les calculs sont affectés par une grave auto-corrélation. On a secteur produisant en fonction des stocks et des commandes.

utilisant les stocks globaux et les stocks de produits finis. On a estimé le modèle (7) pour le On a évalué le modèle (6) pour le secteur dont la production est destinée aux stocks, en

RÉSULTATS

besoins en stocks de matières premières et de produits intermédiaires.

la fin de la période précédente servent à indiquer à l'entreprise sa production future, donc ses Cette équation est semblable à l'équation globale de Courchene². Les arrières de commandes à

$$I_A^t = b d_0 + b d_1 N.O.t + b d_2 U_{t-1} + C(\Delta S_t) + (1-b)I_A^{t-1} \quad (7)$$

Pour les industries qui produisent sur commande, on modifie l'équation (6) comme suit:

remplaçant les stocks de produits finis par les stocks globaux en fin de trimestre.

Pour les industries qui produisent en fonction des stocks, on applique le modèle (6) en

STOCKS GLOBAUX

des prix.

(6). On peut utiliser leurs valeurs évaluées pour calculer I_F^* aux fins de l'équation d'ajustement Remarquons enfin que l'on se contente d'identifier les paramètres structurels de l'équation

Puisque l'équilibre des stocks de produits finis caractérise, par définition, les industries dont la production est destinée aux stocks, on n'a calculé lesdites séries que pour ces industries.

Le modèle utilisé s'appuie sur des travaux antérieurs de Courchene.¹ On peut le résumer comme suit:

(1) $I_t^e = k_0 + k_1 S_{t+1}^e$

(2) $S_{t+1}^e = S_t$

(3) $\Delta I_t = \Delta I_t^D + \Delta I_t^P$

(4) $\Delta I_t^D = b(I_t^e - I_{t-1})$

(5) $\Delta I_t^P = c(S_t - S_t^e)$

L'équation (1) établit que l'équilibre des stocks à la fin de la période t est une fonction linéaire des expéditions anticipées pour la période $t + 1$. L'équation (2) correspond à l'hypothèse d'expéditions statiques. Aux termes de l'équation (3), la variation observée des stocks représente la somme des investissements — «volontaires» et «subis» — en stocks. L'équation (4) est une application au modèle d'ajustement partiel. L'équation (5) indique dans quelle mesure on doit effectuer les expéditions non prévues à même les stocks. Plus C est faible, plus la production est souple, et moins l'on a besoin de recourir aux stocks.

Par substitution, on obtient une équation qui peut être estimée

(6) $I_t = bk_0 + bk_1 S_t + C\Delta S_t + (1-b)I_{t-1}$

ou l'on suppose que

$$0 < b < 1$$

$$-1 < c < 0$$

$$0 < k_1 < 1$$

Remarquons que l'équation (6) n'est pas unique eu égard aux équations de comportement sous-jacentes. Le fait que $-1 < c < 0$ est également compatible avec les prévisions fondées sur les régressions, qui vont de pair avec un modèle d'ajustement partiel.

¹T.J. Courchene, *Inventory Behaviour and the Stock-Order Distinction: An Analysis by Industry and by Stage of Fabrication with Empirical Applications to the Canadian Manufacturing Sector* (Thèse de doctorat non publiée, Princeton University, 1966).

TABLEAU IX
Corrélation entre la demande globale et la demande sur les marchés individuels

Numéro CTI	Variable de la demande sur le marché	Coefficient de corrélation simple
128	(IF* - IF)	0.35
131	(IF* - IF)	0.50*
183	$\frac{\bar{S}}{\bar{U}}$	0.30
197	$\left[\frac{\bar{I_A}}{\bar{S}} - \frac{\bar{I_A}}{\bar{S}} \right]$	0.32
271	(IA* - IA)	0.78
306	$\frac{\bar{S}}{\bar{U}}$	0.68*
334	$\frac{\bar{S}}{\bar{U}}$	0.02
336	$\frac{\bar{S}}{\bar{U}}$	0.79*
338	$\frac{\bar{S}}{\bar{U}}$	0.17
365	(IA* - IA)	0.41*

*Indique que l'on a pris pour variable indépendante la moyenne mobile sur quatre trimestres de l'utilisation de la capacité de production totale. Dans tous les autres cas, l'indice courant de l'utilisation de la capacité de production totale représente la variable indépendante.

TABLEAU X
Importance relative du déséquilibre de la demande dans la détermination du taux de variation du prix

Numéro CTI	Variable du déséquilibre	Importance de la demande par rapport aux autres facteurs ¹
128	stocks	0.405
131	stocks	0.308
183	arrières de commandes/stocks	1.560
197	stocks	0.502
271-R	stocks	0.555
306	arrières de commandes/stocks	0.504
334	nouvelles commandes/stocks	1.043 ²
336	arrières de commandes	0.489
338	nouvelles commandes/stocks	0.443
365-R	stocks	0.829

¹ Les chiffres de cette colonne correspondent au rapport entre le coefficient de pondération bêta des variables de la demande et le coefficient de pondération bêta des variables de la modification des coûts et des prix américains.
² Pour cette industrie, on ne dispose que d'une variable de coût.

TABLEAU VIII				
Coefficient d'équilibre des variables de coûts				
Numéro CTI	USW	M	ULC	M
En supposant que les salaires horaires et les autres salaires sont tous deux des variables de coût			En supposant que les autres salaires ne sont pas une variable de coût	
112	0.193	0.807	0.136	0.863
128	0.346	0.653	0.250	0.750
131	0.298	0.701	0.220	0.780
145	0.428	0.572	0.278	0.722
174	0.415	0.585	0.349	0.651
183	0.281	0.719	0.231	0.769
197	0.346	0.654	0.291	0.709
201	0.311	0.689	0.240	0.760
231	0.384	0.616	0.332	0.668
239	0.292	0.708	0.236	0.764
243	0.376	0.624	0.315	0.685
252	0.341	0.659	0.307	0.693
271	0.327	0.673	0.280	0.720
291	0.344	0.656	0.294	0.706
295	0.358	0.642	0.288	0.712
305	0.308	0.692	0.238	0.762
306	0.482	0.518	0.389	0.611
311	0.367	0.633	0.297	0.703
323	0.171	0.828	0.117	0.883
325	0.327	0.673	0.265	0.735
334	0.276	0.724	0.147	0.853
336	0.485	0.515	0.344	0.656
338	0.223	0.777	0.135	0.865
365	0.061	0.939	0.040	0.960
374	0.424	0.576	0.212	0.788
375	0.291	0.709	0.124	0.876
376	0.274	0.726	0.125	0.875

Caractéristiques des industries dans lesquelles le déséquilibre de la demande est significatif

TABLEAU VI

Production de biens durables ou non durables	Production en fonction des	Taux de concentration	Industrie	Numéro CTI
			Manufacturiers de biscuits	128
ND	stocks	6.1		
ND	stocks	21.5	Manufacturiers de confiserie	131
ND	stocks-commandes	2.5		
ND	stocks	17.1	Fabriques de tissus de laine	197
ND	stocks	6.5	Industrie des pâtes et papiers	271
ND	stocks	6.2	Manufacturiers de quincaillerie, d'outils et de coutellerie	306
D	stocks-commandes	86.2	Manufacturiers d'appareils ménagers	334
D	stocks-commandes	6.9	de radio et de télévision	336
D	stocks-commandes	6.7	Manufacturiers de matériel élec- trique industriel	338
D	stocks	1.9	Manufacturiers de fils et câbles électriques	365R
D	stocks-commandes	2.4	Raffineries de pétrole	

1. Le taux de concentration utilisé correspond au nombre de firmes requis pour représenter 80% des expéditions de l'industrie en 1964. Il provient de Max D. Stewart, *Concentration in Canadian Manufacturing and Mining Industries*, (Ottawa, Conseil économique du Canada, 1970).

2. ND = industrie productrice de biens non durables
D = industrie productrice de biens durables.

TABLEAU VII

Analyse à variations multiples des valeurs de \bar{R}^2 et r_p issues de séries chronologiques d'équations d'ajustement des prix

\bar{R}^2_i	=	- 0.01	-	0.447 CR _i	+	0.496 ($\frac{S}{VC}$) _i	+	0.168 D _{II}	-	0.274 D _{2i}	(2.22)
		(0.04)		(1.21)		(1.24)		(1.88)			
		- 0.294 D _{3i}									
		(1.99)									
R^2	=	.32									
		N = 27									
r_{pi}	=	0.126	+	0.247 CR _i	-	0.089 D _I	+	0.164 OD _i			(1.64)
		(2.16)		(0.75)		(1.01)					
		R^2	=	.16							
				N = 26							

1 On prend la valeur la plus élevée de \bar{R}^2 obtenue à l'aide d'un des modèles de la section 3. Dans tous les cas, la variable dépendante est le taux de variation du prix coté.

r_p représente le coefficient de corrélation partielle entre la demande et la variation du prix coté. Il provient de l'équation d'ajustement des prix qui fournit le \bar{R}^2 le plus élevé tout en incluant la demande comme une variable indépendante et en restant compatible avec les modèles de la section 4.

TABLEAU V
Industries dans lesquelles le déséquilibre de la demande
est significatif

Numéro CTI	Industrie	Forme de la variable du déséquilibre de la demande	Corrélation partielle avec ΔP/P
128*	Manufacturiers de biscuits	$(I_F^* - I_F)$	0.35
131*	Manufacturiers de confiserie	$(I_F^* - I_F)$	0.29
174R	Fabriques de chaussures	$(IA^* - IA)$	0.30
183* et Filles et tissus de coton		$\left[\frac{U}{S} - \left(\frac{U}{S} \right) \right]$	0.51
183R		$\left[\frac{I_F}{S} - \left(\frac{I_F}{S} \right) \right]$	0.46
197*	Fabriques de tissus de laine	$\left[\frac{IA}{S} - \left(\frac{IA}{S} \right) \right]$	0.35
252R	Fabriques de placages et contre-plaques	$(IA^* - IA)$	0.41
271* et Industrie des pâtes et papiers		$(IA^* - IA)$	0.47
271R*			
291R	Industrie du fer et de l'acier	$(IA^* - IA)$	0.31
306*	Manufacturiers de quincaillerie, d'outils et de coutellerie	$\left[\frac{U}{S} - \left(\frac{U}{S} \right) \right]$	0.26
		$\frac{P}{U}$	0.28
334*	Manufacturiers d'appareils électro-ménagers de radio et de télévision	$\left(\frac{NO - S}{P} \right)$	0.29
		$\left[\frac{IA}{S} - \left(\frac{IA}{S} \right) \right]$	0.29
336*	Matériel électrique industriel	$\left[\frac{U}{S} - \left(\frac{U}{S} \right) \right]^3$	0.34
338*	Fils et câbles électriques	$\left(\frac{NO - S}{P} \right)$	0.35
		$\left[\frac{I_F}{S} - \left(\frac{I_F}{S} \right) \right]$	0.27
365R*	Raffineries de pétrole	$(IA^* - IA)$	0.49

*indique que le déséquilibre de la demande est significatif dans la «meilleure» équation
d'ajustement des prix.
Source: tableau IV.

TABEAU IV (Fin)

NUMÉRO CTI	CONS- TANTE	DEMANDE	$\frac{\Delta ULC}{ULC}$	$\frac{\Delta ULC^N}{ULC^N}$	AUTRE MAIN- D'ŒUVRE	$\frac{\Delta M}{M}$	$\frac{\Delta PUS}{PUS}$	AUTRES	R ² /DW
375			0.023 (1.40)			0.270 (1.34)	0.520 ^c (2.97)		0.18 / 1.56
376	-	0.130 (F*-IF) (0.69)		0.224 (0.71)		-0.199 (0.46)	0.208 (0.33)		0.03 / 1.72
376-R	-				0.124 ^b (2.79)	-0.077 (0.19)			0.17 / 1.20
376-RM	-0.845 (2.76)				0.586 ^b (5.66)	1.15 (2.21)			0.49* / 1.25

a: $\Delta USW^N / USW$
b: $\Delta USW / USW$
c: prix américain non ajusté en fonction du taux de change
d: taux de change seulement

e: $\left[\frac{USW}{P} \cdot \frac{\Delta USW^N}{USW} + \frac{UMC}{P} \cdot \frac{\Delta UMC}{UMC} \right]$
f: $\left[\frac{ULC}{P} \cdot \frac{\Delta ULC^N}{ULC} + \frac{UMC}{P} \cdot \frac{\Delta UMC}{UMC} \right]$

Voir tableau III pour les valeurs des pondérations

R: Indique que le prix réel est une variable dépendante
R-M: On utilise le prix réel comme variable dépendante et la moyenne mo-
bile sur quatre trimestres des variables indépendantes
*: significatif au niveau de fiabilité de 95%
-: dans la colonne des constantes, signifie qu'on a exclu la constante car
elle n'est pas significative.

323-R			0.082 (2.03)		0.317 (0.49)	0.475 ^c (0.73)	0.10 / 1.40	
325	0.295 (2.89)			0.021 (0.53)	0.041 (0.18)		0.03 / 2.00	
334	-	4.36 (NO-S) (1.99) $\frac{P}{P}$	0.019 (2.04)		NA	0.269 (1.63)	-1.28 $\left[\frac{IA - \bar{IA}}{S} - \left(\frac{\bar{IA}}{S} \right) \right]$ (1.91)	0.23* / 1.99
334	-	4.24 (NO-S) (1.93) $\frac{P}{P}$		0.018 ^b (2.00)	NA	0.273 (1.66)	-1.29 $\left[\frac{IA - \bar{IA}}{S} - \left(\frac{\bar{IA}}{S} \right) \right]$ (1.92)	0.23* / 2.00
336	-0.723 (3.07)	8.03 $\left[\frac{U^- (\bar{U})}{S} - \left(\frac{\bar{U}}{S} \right) \right]^3$ (2.12)	0.013 (0.51)		0.507 (2.21)	0.695 (2.75)		0.40* / 1.48
336	-0.443 (3.00)	10.39 $\left[\frac{U^- (\bar{U})}{S} - \left(\frac{\bar{U}}{S} \right) \right]^3$ (2.74)			0.465 (1.91)			0.29* / 1.16
336	-0.773 (3.10)	8.55 $\left[\frac{U^- (\bar{U})}{S} - \left(\frac{\bar{U}}{S} \right) \right]^3$ (2.37)			0.509 (2.23)	0.681 (2.73)		0.39* / 1.48
338	-	11.46 (NO-S) (2.46) $\frac{P}{P}$	0.063 (2.18)		1.47 (7.17)		-5.74 $\left[\frac{IF - \bar{IF}}{S} - \left(\frac{\bar{IF}}{S} \right) \right]$ (1.84)	0.74* / 1.35
338	-	10.81 (NO-S) (2.30) $\frac{P}{P}$	0.051 (1.81)		1.27 (4.42)	0.54 (1.39)		0.73* / 1.35
365	-0.159 (0.66)	0.009 (IA*-IA) (0.80)		0.085 (0.82)	0.035 (0.27)			0.05 / 1.30
365-R	-1.59 (3.83)	0.059 (IA*-IA) (2.60) $_{-1}$	0.100 (1.82)		0.910 (3.77)			0.41* / 1.15
365-R	-1.98 (5.01)	0.079 (IA*-IA) (3.77)			0.862 (3.74)			0.45* / 1.04
374	-	0.073 (IF*-IF) (1.18)	0.021 (1.20)		0.102 (0.66)	0.155 (0.66)		0.15 / 1.73

TABEAU IV (Suite)

NUMÉRO CTI	CONS- TANTE	DEMANDE	$\frac{\Delta ULC}{ULC}$	$\frac{\Delta ULC^N}{ULC^N}$	AUTRE MAIN- D'ŒUVRE	$\frac{\Delta M}{M}$	$\frac{\Delta PUS}{PUS}$	AUTRES	R ² /DW
295	-		0.196 (1.30)		0.039 (0.67)		0.693 (9.35)		0.57* /1.71
295-R	-		0.247 (1.00)		0.029 (0.27)		0.351 (2.61)		0.18 /1.14
305	-0.111 (1.63)	0.039 (F*-IF) (1.57)		0.156 (3.57)		0.945 (9.10)			0.74* /1.45
305	-0.057 (0.76)	0.045 (F*-IF) (1.64)					0.011 (0.34)	1.36 ^f (9.87)	0.71* /1.28
306	-	$2.25 \left(\frac{U}{P} \right)$ (1.76)		0.319 (3.26)		0.115 (0.42)		0.143 (1.62)	0.47* /1.57
306	-	$1.32 \left[\frac{U}{S} - \left(\frac{U}{S} \right) \right]$ (0.88)		0.259 (2.38)		0.511 (3.08)		0.162 (1.80)	0.44* /1.56
306	-	$2.48 \left(\frac{U}{P} \right)$ (1.92)		0.293 (2.98)		0.220 (0.81)			0.43* /1.73
306	-			0.298 (3.00)		0.506 (3.06)		0.160 (1.78)	0.43* /1.59
311	-			0.025 (1.49)		0.415 (3.21)		0.345 (4.44)	0.34* /1.92
311	0.347 (2.64)	-0.007 (IA*-IA) (0.86)		0.033 (1.68)		0.362 (1.69)			0.13 /1.80
323	-				0.012 (1.73)	0.074 (0.46)		0.487 ^c (3.43)	0.23 /1.87

239	-	$-1.22 \left[\frac{I^A - (I^A)}{S} \right]$ (1.24)				1.18 ^e (4.21)	0.33* / 1.32
243	0.150 (1.83)	0.024 (I ^{F*} -I ^F) (0.95)	0.294 (3.84)	0.508 (2.66)			0.44* / 2.38
243	0.175 (1.80)		0.305 (3.96)	0.504 (2.51)	-0.026 (0.25)		0.43* / 2.42
243	0.147 (1.82)	0.026 (I ^{F*} -I ^F) (1.03)				1.08 ^f (5.69)	0.43* / 2.38
252	-	0.016 (I ^{A*} -I ^A) (0.27)		0.908 (2.87)	0.088 (1.40)		0.24* / 1.66
252-R	-	0.207 (I ^{A*} -I ^A) (2.94)	0.022 (0.69)	0.010 (0.02)	0.033 (0.47)		0.20 / 1.61
271	-	0.006 (I ^{A*} -I ^A) (2.26)	-0.075 (0.96)	0.044 (0.62)	0.432 (6.90)		0.55* / 1.81
271	-	0.005 (I ^{A*} -I ^A) (2.64)			0.425 (6.90)		0.54* / 1.74
271-R	-	0.012 (I ^{A*} -I ^A) (3.54)	0.135 (2.96)		0.297 (2.15)		0.30* / 1.06
271-RM	-	0.006 (I ^{A*} -I ^A) (1.89)	0.247 (2.97)		0.806 (4.62)		0.57* / 1.30
291	-	$2.33 \left[\frac{U - (\bar{U})}{S} \right]$ (1.33)	0.266 (3.85)	0.262 (2.54)			0.32* / 1.87
291	-		0.232 (3.34)	0.170 (1.48)	0.236 ^c (1.97)		0.35* / 1.80
291-R	-	$8.43 \left[\frac{U - (\bar{U})}{S} \right]$ (2.16)	0.382 (2.09)	0.164 (0.75)			0.20 / 0.79

TABLEAU IV (Suite)

NUMERO CTI	CONS- TANTE	DEMANDE	$\frac{\Delta ULC}{ULC}$	$\frac{\Delta ULC^N}{ULC^N}$	AUTRE MAIN- D'ŒUVRE	$\frac{\Delta M}{M}$	$\frac{\Delta PUS}{PUS}$	AUTRES	R ² / DW
183	-	$3.397 \left[\frac{U}{S} - \left(\frac{\bar{U}}{S} \right) \right]$ (4.88)		0.149 (2.70)		0.144 (3.63)		$-2.787 \left[\frac{I^F}{S} - \left(\frac{I^F}{S} \right) \right]$ (3.73)	0.47* / 2.06
183	-	$2.967 \left[\frac{U}{S} - \left(\frac{\bar{U}}{S} \right) \right]$ (3.94)		0.146 (2.65)		0.117 (2.72)	0.200 ^d (1.74)	$-2.609 \left[\frac{I^F}{S} - \left(\frac{I^F}{S} \right) \right]$ (3.48)	0.51* / 2.29
183-R	-	$5.170 \left[\frac{U}{S} - \left(\frac{\bar{U}}{S} \right) \right]$ (2.15)			0.034 ^b (1.05)	0.020 (0.15)		$-6.73 \left[\frac{I^F}{S} - \left(\frac{I^F}{S} \right) \right]$ (2.43)	0.13 / 1.90
197	-	$-0.969 \left[\frac{I^A}{S} - \left(\frac{I^A}{S} \right) \right]$ (0.72)	0.064 (2.28)			0.268 (1.12)	0.451 (2.83)		0.27* / 1.76
197	-	$-3.12 \left[\frac{I^A}{S} - \left(\frac{I^A}{S} \right) \right]$ (2.50)	0.046 (1.61)				1.21 ^d (3.81)		0.31* / 1.63
201	-0.235 (3.09)	$0.003 (I^A - I^A)$ (0.84)		-0.088 (1.31)		-0.170 (1.61)	0.151 (3.66)		0.30* / 1.93
201	-0.043 (4.28)						0.145 (3.46)		0.21* / 1.82
201-R	-	$0.018 (I^A - I^A)$ (1.21)			0.425 ^b (4.29)		0.385 (1.54)		0.33* / 0.91
231	-0.281 (1.83)			0.020 (0.47)		0.615 (1.55)			0.09 / 1.84
239	-	$-0.003 (I^F - I^F)$ (0.50)		0.271 (3.00)		0.956 (2.62)			0.28* / 1.61
239	-	$-0.004 (I^F - I^F)$ (0.73)			0.277 ^a (3.69)	1.038 (2.62)			0.33* / 1.53

TABLEAU IV

Equations d'ajustement des prix

NUMERO CTI	CONS- TANTE	DEMANDE	$\frac{\Delta ULC}{ULC}$	$\frac{\Delta ULCN}{ULCN}$	AUTRE MAIN- D'OEUVRE	$\frac{\Delta M}{M}$	$\frac{\Delta PUS}{PUS}$	AUTRES	R^2 / DW
112	0.367 (2.61)	0.004 (1F*-1F) (.26)		0.140 (1.40)		0.094 (1.12)		0.08 / 1.44	
128	-	1.027 (1F*-1F) (2.47)	0.140 (3.68)			0.235 (2.34)		0.30* / 1.76	
131	-	0.208 (1F*-1F) (1.90)	0.175 (2.85)			0.245 (3.35)		0.27* / 1.58	
131	-	0.225 (1F*-1F) (2.00)			0.166 ^b (2.49)	0.238 (3.19)		0.24* / 1.60	
145	-	-0.030 (1F*-1F) (0.44)	0.025 (1.30)			0.342 (1.49)	-0.034 (0.14)	0.11 / 1.74	
145-R	-				0.308 ^b (3.05)	0.146 (0.75)		0.20* / 1.99	
174	0.476 (2.72)	-0.118 (1A*-1A) (2.88)		0.152 (1.20)		0.210 (4.84)		0.39* / 1.60	
174	-	-0.082 (1A*-1A) (2.42)		0.208 (2.62)		0.079 (1.70)	0.474 (4.80)	0.53* / 1.53	
174	-			0.181 (2.18)		0.036 (0.80)	0.473 (4.58)	0.47* / 1.38	
174-R	0.692 (2.05)	0.212 (1A*-1A) (2.10)	0.211 (2.59)			-0.258 (1.89)	0.250 (0.84)	0.23 / 0.96	

TABLEAU III
Répartition des facteurs de production — industries de l'échantillon

Numéro CTI	Rapport entre les salaires versés sur une base horaire et les expéditions Moyenne 1961-1964	Rapport entre le total des salaires et les expéditions Moyenne 1961-1964	Rapport entre les matières premières et les expéditions Moyenne 1961-1964	Marge Moyenne 1961-1964
112	0.105	0.158	0.662	0.180
128	0.161	0.257	0.485	0.258
131	0.148	0.224	0.527	0.249
145	0.100	0.195	0.261	0.544
174	0.263	0.349	0.492	0.159
183	0.175	0.228	0.584	0.188
197	0.220	0.284	0.538	0.178
201	0.156	0.222	0.494	0.284
231	0.242	0.304	0.488	0.208
239	0.182	0.243	0.590	0.167
243	0.246	0.323	0.537	0.140
252	0.242	0.283	0.548	0.169
271	0.163	0.204	0.420	0.376
291	0.189	0.239	0.456	0.305
295	0.180	0.248	0.446	0.306
305	0.176	0.251	0.566	0.183
306	0.232	0.339	0.365	0.296
311	0.229	0.314	0.543	0.143
323	0.092	0.143	0.698	0.159
325	0.198	0.267	0.550	0.183
334	0.107	0.237	0.621	0.142
336	0.198	0.356	0.379	0.265
338	0.118	0.184	0.642	0.174
365	0.032	0.050	0.772	0.178
374	0.079	0.275	0.294	0.431
375	0.075	0.218	0.532	0.250
376	0.069	0.182	0.484	0.334

dans le tableau IV. L'effet de la modification probable de la demande sur le taux de variation du prix varie de 30 pour cent à 156 pour cent de l'effet exercé par les fluctuations aussi probables des coûts et du prix américain ajusté. Le rapport s'élève en moyenne à 0.663. À court terme, l'effet probable de la demande représentée environ deux tiers de celui des variations des coûts et des prix américains. On ne doit pas considérer cet effet comme négligeable, mais il convient de se souvenir qu'il est limité à 10 des 27 industries de l'échantillon. En outre, pour certaines des équations de ces dix industries, ni le coût, ni la demande, ni les deux conjugués, n'expliquent une proportion élevée de la variance de $\Delta P/P$. En ce sens, on pourrait dire que les deux variables sont négligeables.

Quoi qu'il en soit, on est en droit de conclure que, dans un tiers des industries considérées:

- (a) Le déséquilibre de la demande sur le marché individuel et l'utilisation de la capacité de production totale ont une corrélation significative.
- (b) L'effet du déséquilibre de la demande sur le taux de variation du prix du produit n'est pas négligeable par rapport aux effets à court terme des variations des coûts et des prix américains révisés.

Ces conclusions nous amènent au second aspect de ce problème. Si des majorations sensibles à la demande caractérisaient les marchés plus concurrentiels, une politique d'opposition à la concentration se traduirait par un déplacement de la courbe de Phillips vers l'origine. Les conclusions selon lesquelles les effets de la demande sont relativement importants et le déséquilibre de la demande sur le marché est généralement lié à l'utilisation de la capacité de production font paraître une telle politique plus réaliste. Cependant, on a conclu dans la section I que rien ne prouve l'existence d'une relation simple entre la concentration du marché et la sensibilité des majorations à la demande. Nous n'avons été en mesure d'observer qu'une relation simple: le déséquilibre de la demande est plus souvent significatif dans le groupe des industries qui produisent, au moins en partie, sur commande. On n'a donc aucune raison de croire qu'une politique d'intensification de la concurrence rendrait les instruments de politique macro-économique existants plus efficaces dans la lutte contre l'inflation. Nous ne voulons pas dire par là que l'intensification de la concurrence n'est pas en soi un objectif désirable, mais simplement qu'elle ne peut servir à accroître l'efficacité des instruments de politique macro-économique.

⁸¹ Scarfe, *op. cit.*, pp. 141-142
⁸² L'indice de l'utilisation de la capacité de production pour l'ensemble de l'économie nous a été communiqué par le Professeur G. V. Jump, de l'université de Toronto.
⁸³ On trouvera la description des pondérations bêta dans Goldberger, *op. cit.*, pp. 197-198.

trois variables. Mais de nombreuses observations tendent à prouver qu'il n'en est pas ainsi. Par exemple, selon Scarfe⁸¹, le taux de chômage global représente souvent un facteur important de la détermination des taux de salaires. Nous nous limiterons dans la présente étude à examiner dans quelle mesure les pouvoirs publics peuvent agir sur le taux de variation du prix d'un marché donné en modifiant les conditions de la demande sur ce marché. Nous sommes donc contraints de voir s'il existe une relation entre les conditions de la demande au niveau global et sur les marchés individuels. On devra ensuite évaluer l'importance quantitative de cette relation. Par conséquent, si la demande sur un marché individuel réagit de manière positive aux variations de la demande globale, et exerce un effet quantitativement important sur le taux de variation du prix dans ce marché, il existe au moins un moyen d'agir sur le taux de variation du prix par des mesures macro-économiques. En outre, si l'existence de cet effet de demande devait être liée à un certain type de structure du marché, l'efficacité d'une politique de stabilisation serait renforcée par l'adoption d'une politique de concurrence facilitant la création de ce type de structure de marché. Par exemple, en supposant satisfaites les conditions ci-dessus, si les industries concurrentielles se caractérisaient par des marges sensibles à la demande, une politique d'opposition aux monopoles et aux fusions serait le meilleur instrument pour atteindre des objectifs macro-économiques.

Nous avons concentré notre analyse sur les industries pour lesquelles le déséquilibre de la demande s'avérerait significatif dans la «meilleure» équation d'ajustement de prix. Le tableau IX indique la corrélation simple entre la variable pertinente du déséquilibre de la demande sur le marché et l'indice de l'utilisation de la capacité de production totale dans chacune de ces dix industries⁸². La demande sur le marché et l'utilisation de la capacité de production totale ont une corrélation significative pour huit des dix industries. Les industries de l'équipement électrique industriel et des pâtes et papiers s'avèrent les plus sensibles eu égard aux cycles. Comme on pouvait s'y attendre, ceci est moins vrai des industries de l'alimentation et du textile. Il convient de remarquer que, dans huit cas sur dix, la demande sur le marché individuel réagit de quelque manière à l'action exercée sur la demande globale. La politique macro-économique nationale peut exercer son effet d'au moins une façon sur le taux de variation des prix d'un marché donné.

Le meilleur moyen d'évaluer l'importance quantitative de la demande consiste à comparer l'effet des fluctuations probables de la demande avec l'effet des modifications probables du coût et du prix américain ajusté sur le taux de variation du prix du produit. À cette fin, on peut comparer la pondération bêta de la demande avec la pondération bêta des variables des coûts et des prix américain⁸³. La dernière colonne du tableau X indique le rapport entre le coefficient de pondération bêta de la variable de demande pertinente et les pondérations bêta des variations du coût et du prix américain ajusté pour les 10 industries dans lesquelles la demande est une variable significative de la «meilleure» équation d'ajustement des prix. On a calculé les pondérations à partir des coefficients estimés qui figurent

industries soumises à la concurrence internationale sont moins susceptibles de traduire les variations de leurs coûts en main-d'œuvre en changements de prix à court terme.

(d) Pour neuf industries, on trouve que les facteurs internationaux exercent une influence significative sur le taux de variation du prix. Les pratiques d'établissement des prix strictement en fonction des droits de douane ont cours dans deux industries. Dans les sept autres cas, on voit que les prix de certains produits de l'industrie sont fixés en fonction des droits de douane, ou que le prix intérieur des produits concurrents étrangers entraîne par sa variation un transfert de demande vers le produit canadien, donc une modification de la majoration correspondant au profit maximal.

En ce qui concerne la fréquence avec laquelle la variation ajustée du prix américain (ou la variation du taux de change) est significative, on ne relève aucune différence entre les industries concentrées et concurrentielles. Cependant, on observe plus souvent une corrélation partielle significative entre la variation ajustée du prix américain ou la variation du taux de change et la variable dépendante dans le cas des industries où les importations représentent 20 pour cent ou plus de la production intérieure.

(e) Le présent modèle explique mieux le taux de variation du prix réel, tel que nous l'avons calculé, dans quatre cas, et moins bien dans six autres. Pour une industrie, il explique la même proportion de la variance du taux de changement du prix coté et du prix réel. Le déséquilibre de la demande a plus souvent une corrélation partielle significative avec la variation du prix réel qu'avec la variation du prix coté. Ceci confirme dans une certaine mesure l'hypothèse selon laquelle les prix de transaction seront plus sensibles aux conditions de la demande que les prix de liste.

CONSÉQUENCES POUR LES POLITIQUES ÉCONOMIQUES

Les résultats de notre étude ont plusieurs implications sur l'élaboration des politiques économiques.

Premièrement, si un marché se caractérise par des pratiques d'établissement des prix strictement en fonction des droits de douane, les modifications de la demande globale n'affecteront d'aucune manière le taux de variation à court terme des prix sur ce marché. Nos résultats indiquent qu'une telle situation ne prévaut que dans deux des 21 industries pour lesquelles on a pu estimer des équations significatives. Dans toutes les autres industries, les conditions de la demande intérieure globale peuvent influencer d'au moins une façon (par le truchement de la demande pour le produit sur le marché, des coûts en main-d'œuvre ou des coûts en matières premières) sur le taux de variation du prix du produit.

Par conséquent, le peu de foi accordé aux politiques économiques résultant de la généralisation supposée des pratiques d'établissement des prix en fonction des droits de douane n'est pas fondé. Évidemment, la latitude dont disposent les pouvoirs publics au Canada peut encore se trouver limitée par leur incapacité d'influencer le taux de variation des coûts en main-d'œuvre ou en matières premières, ou même de la demande sur un marché donné. Des facteurs internationaux peuvent jouer un rôle prédominant dans la détermination de ces

Il n'existe aucune relation évidente entre la structure du marché telle que nous l'avons définie et le comportement des prix. Cette conclusion contredit fortement la relation prononcée et systématique que l'on a décelée entre un certain nombre d'éléments de la structure du marché et les marges «coûts-prix» statistiques⁸⁰.

Notre étude nous conduit aux conclusions suivantes:

(a) Dans 21 des 27 industries, le modèle d'ajustement des prix explique une fraction significative de la variance du taux de fluctuation du prix coté ou du prix réel. La proportion relativement élevée de variations aléatoires inhérente à la formulation en termes de variations procentuelles de trimestre en trimestre limite la part explicable de la variance. Ceteris paribus, on obtient une valeur supérieure de R^2 dans les équations d'ajustement des prix des industries moins concentrées. Néanmoins, ce lien n'est pas significatif. La valeur de R^2 obtenue avec le modèle d'ajustement des prix est sensiblement supérieure pour les industries qui produisent, au moins en partie, sur commande.

(b) On trouve des marges sensibles à la demande pour dix industries, réparties également entre les industries concentrées et non concentrées, productrices de biens durables et de biens non durables. On ne peut admettre l'hypothèse selon laquelle les structures de marché plus concentrées se caractérisent par des prix inélastiques par rapport à la demande. Cependant, les marges sont beaucoup plus souvent sensibles à la demande dans la catégorie des industries qui produisent, au moins en partie, sur commande. L'analyse simple et l'analyse à variations multiples conduisent toutes deux à ces conclusions.

(c) Une variation donnée du coût en main-d'œuvre ou en matières premières produit son plein effet sur le prix du bien dans un délai d'un trimestre dans la moitié des industries de l'échantillon. Une comparaison interindustrielle des coefficients des séries chronologiques des variables de coûts indique qu'il n'existe aucune relation entre la concentration du marché et la fréquence avec laquelle les variations des coûts unitaires normaux de main-d'œuvre, par opposition à celles des coûts réels, figurent dans l'équation d'ajustement des prix. Apparemment, il n'existe pas non plus de lien entre la concentration du marché et la fréquence des corrélations partielles significatives entre toute mesure de la variation du coût en main-d'œuvre et la variable dépendante. Ce test initial ne confirme donc pas l'hypothèse selon laquelle, dans les industries plus concentrées, les variations des coûts en main-d'œuvre servent de signal indiquant les changements de prix. Néanmoins, la variation du coût en main-d'œuvre est moins souvent un facteur déterminant de la variation de prix à court terme dans les industries où les importations ou les exportations représentent 20 pour cent ou plus de la valeur des expéditions de l'industrie canadienne. Il n'en est pas ainsi de la variation de l'indice des prix des matières premières. Ceci confirme modérément l'hypothèse selon laquelle les

⁸⁰ Voir D.G. McFetridge, «Market Structure and Price Behaviour: Empirical Studies of the Canadian Manufacturing Sector,» (Thèse de doctorat non publiée, Université de Toronto, 1972) pp. 9-36.

Une comparaison plus approfondie des résultats obtenus à partir des modèles de prix de liste et de prix réels révèle que:

- (a) Dans huit cas, la variation du coût de main-d'œuvre a une plus forte corrélation partielle avec le changement du prix implicite qu'avec la fluctuation du prix coté.
- (b) Dans deux cas (271 et 295), la variation ajustée du prix américain a une corrélation moins élevée, quoique encore significative, avec la variation du prix réel qu'avec le changement du prix de liste. Pour les industries 174 et 201, la corrélation partielle est significative avec la variation du prix coté et non significative avec celle du prix réel. Les coefficients de corrélation partielle ne sont pas significatifs dans le cas de sept industries.
- (c) La corrélation partielle entre le déséquilibre de la demande et la variation du prix réel est supérieure dans cinq cas et inférieure dans un. Pour les cinq autres industries, les corrélations partielles avec les deux variables dépendantes ne sont pas significatives.
- (d) La corrélation partielle entre la variation de l'indice des prix des matières premières et le changement du prix réel est supérieure dans deux cas (365 et 376) et inférieure dans cinq. Pour quatre industries, la corrélation partielle n'est pas significative, quelle que soit la variable dépendante utilisée.

L'équation d'ajustement des prix comprend l'indice des prix des matières premières en supposant un intrant fixe de matières premières par unité de produit. Par définition, le prix réel reflète toute modification de la composition du produit et, donc, des matières premières consommées par unité de production. C'est pourquoi la fluctuation de l'indice des prix des matières premières revêt une importance relativement moindre en tant que variable explicative des variations du prix réel. La plus grande importance des variables du coût en main-d'œuvre provient précisément de ce qu'elles incluent la relation courante entre le produit et l'intrant de main-d'œuvre requis.

L'importance de la variation du prix américain diminue également lorsque l'on prend la fluctuation du prix réel comme variable dépendante. Ce phénomène tient peut-être à ce que l'on fait évoluer le prix coté conformément au prix au Canada des produits étrangers, tandis que le prix réel fluctue autour de ce prix de liste selon les conditions intérieures de coût et de demande; ou bien à ce que le prix américain est lui-même un prix coté, calculé avec des coefficients de pondération fixes des marchandises. Un prix réel pondéré pour la période courante, et calculé pour l'industrie américaine correspondante, serait assurément mieux approprié à l'étude du comportement du prix réel dans les industries canadiennes considérées.

On ne peut guère remédier, à l'heure actuelle, aux problèmes soulevés par l'utilisation d'un indice des prix des matières premières non ajusté au titre de la productivité et par l'emploi des prix de liste américains. C'est là une tâche qui incombera à d'autres études.

Le lien relativement plus prononcé entre le déséquilibre de la demande et le taux de variation du prix réel confirme les hypothèses avancées dans la section 10. Le prix réel tend à réagir plus fortement aux déséquilibres de la demande que le prix coté.

L'utilisation des prix réels (équations du tableau IV suivies de la lettre R) entraîne certains changements importants. Dans quatre des 11 industries, le présent modèle explique une plus grande part de la variance du changement du prix réel que du changement du prix de liste. Ce sont:

145R	Brasseries
201R	Industrie des textiles synthétiques
365R	Raffineries de pétrole
376R	Manufacturiers de savons et de composés de nettoyage

Pour l'industrie 271R (Pâtes et papiers), le modèle explique la même proportion de la variance du changement du prix coté et de la modification du prix réel. Toutefois, le coût unitaire réel de main-d'œuvre n'est significatif que dans l'équation exprimant la variation du prix réel.

Le résultat obtenu pour l'industrie 365R est particulièrement intéressant. Le présent modèle ne peut expliquer plus de cinq pour cent de la variance de la modification du prix de liste, mais il permet d'expliquer 45 pour cent de la variance de la fluctuation du prix réel. Le déséquilibre des stocks globaux, l'indice des prix des matières premières et le coût unitaire réel de main-d'œuvre sont tous des variables significatives (voir tableau IV).

Le R² significatif obtenu pour les industries 145R et 201R est entièrement attribuable à une forte corrélation partielle entre Δ USW/USW et le taux de variation du prix réel.

Dans sept des onze cas, les équations où la variation du prix réel représente la variable dépendante ont une autocorrélation positive significative⁷⁹. Les valeurs obtenues pour t sont donc surelevées. Cependant, les coefficients estimés ne seront pas biaisés. Cette autocorrélation résulte de l'utilisation d'une moyenne mobile pour harmoniser les composantes du prix réel. Les moyennes mobiles des variables indépendantes servent à réduire l'adite autocorrélation. Les valeurs de R² s'élèvent également. Ceci provient de décalages dans le processus d'ajustement des prix. Des méthodes similaires permettraient de tenir compte des décalages pour chaque industrie. Mais nous nous écarterions alors de l'objet de notre étude, qui est limité au court terme. Nous n'indiquerons donc à titre d'exemple que deux résultats obtenus à l'aide des moyennes mobiles des variables indépendantes (voir 271RM et 376RM dans le tableau IV). Dans les deux cas, le paramètre de Durbin-Watson et le R² augmentent. Pour l'industrie 376, la variation de l'indice du prix des matières premières devient également significative.

Dans le cas des industries suivantes, notre modèle explique moins facilement la variation du prix réel que celle du prix coté:

174R	Fabriques de chaussures
183R	Filés et tissus de coton
252R	Fabriques de placages et contre-plaques
291R	Industrie du fer et de l'acier
295R	Fonte et affinage
323R	Manufacturiers de véhicules automobiles

⁷⁹Au niveau de fiabilité de 95 pour cent, le paramètre d de Durbin Watson est plus faible que la limite inférieure de la zone d'incertitude.

Dans neuf de ces industries, le coefficient estimé n'est pas très différent de sa valeur d'équilibre; ce sont les industries 239, 243, 252, 305, 306, 311, 336, 365R et 376R. Il y est inférieur dans quatre industries et supérieur dans une. Les coefficients estimés que nous étudions peuvent différer de leurs valeurs d'équilibre pour quatre raisons. D'abord, il se peut que les séries chronologiques en cause soient mal appropriées au rôle qui leur est dévolu. C'est assurément le cas de l'indice des prix des matières premières pour l'industrie 112 où l'on utilise l'indice des prix des produits récoltés comme substitut manifestement inadéquat des prix des fruits et légumes frais. Le problème se pose également avec les industries 271 et 295 pour lesquelles on ne dispose pas de prix de marché des bois à pulpe et des minerais métalliques. Les valeurs substitués utilisées à cet égard pourraient bien être inappropriées⁷⁵.

Un second problème évident tient au fait que le modèle s'applique au court terme. Comme nous l'avons vu dans la section 2, un délai supérieur à un trimestre peut s'écouler avant que les variations des prix des matières premières se transmettent aux prix des produits. Ceci devrait être moins vrai dans le cas des coûts en main-d'œuvre.

Les erreurs d'évaluation soulèvent un troisième problème. Elles peuvent devenir relativement prononcées dans un modèle fondé sur les variations procentuelles de trimestre en trimestre. Une erreur d'évaluation dans la variable dépendante tend à biaiser vers le bas les coefficients estimés⁷⁶.

Un dernier problème tient à ce que l'indice des prix des matières premières exclut les produits qu'une industrie s'achète à elle-même⁷⁷. Le coefficient estimé de la variation de l'indice des prix des matières premières reflète donc les coûts nets en matières premières plutôt que le coût brut supposé lors du calcul des coefficients d'équilibre du tableau VIII. On obtiendrait une comparaison plus précise si les coefficients estimés étaient assortis d'un facteur de proportionnalité $(1 - a_{ii})$, où a_{ii} représente la proportion de matières premières que l'industrie s'achète à elle-même. Si un coefficient estimé n'est pas sensiblement différent de sa valeur d'équilibre, cela peut cependant être attribuable à des erreurs qui se contrebalancent. Une des nombreuses possibilités est qu'un biais vers le haut résultant d'équations simultanées soit compensé par un biais vers le bas dû à une erreur d'évaluation.

Nous avons affirmé dans la section précédente que la fréquence des corrélations partielles significatives entre la variation des coûts en matières premières et la modification du prix du produit n'est pas affectée par le volume relatif de transaction observé. On peut ajouter que la concentration du marché semble également n'exercer aucun effet. Ceci contredit les affirmations de certains auteurs selon lesquels les variations des coûts en matières premières jouent un rôle de signal dans les industries d'oligopole⁷⁸.

⁷⁵ On trouvera la liste détaillée des composantes de ces séries de prix des intrants dans l'annexe de cette étude.

⁷⁶ Johnson, *op. cit.*, p. 150. Pour ne pas être équivoque, cet argument implique des hypothèses très restrictives.

⁷⁷ On trouvera une explication de ce problème dans l'annexe de la présente étude.

⁷⁸ Voir Willton et al., *op. cit.*, pp. 6-7. Bien que les auteurs ne désignent pas l'oligopole de manière spécifique, leur affirmation selon laquelle les hausses de prix des matières premières serviront de prétexte à des augmentations de prix des produits implique une situation d'oligopole.

74Le paramètre de vérification est encore $(P_1 - P_2) / \sigma(P_1 - P_2)$, où P_1 = fréquence des corrélations partielles significatives entre la variation du coût en main-d'œuvre et la variation du prix dans les industries où les importations ne représentent 20 pour cent des expéditions intérieures, et P_2 = fréquence des corrélations partielles significatives entre la variation du coût en main-d'œuvre et la modification du prix dans les industries où ni les importations ni les exportations ne représentent 20 pour cent des expéditions intérieures.

La valeur du paramètre de vérification est de $(.182 - .563) / .178 = 2.14$.

376R	Manufacturiers de savons et de composés de nettoyage
365R	Raffineries de pétrole
338	Manufacturiers de fils et câbles électriques
336	Manufacturiers de matériel électrique industriel
311	Manufacturiers de matériel agricole
306	Manufacturiers d'outils, de quincaillerie et de coutellerie
305	Industrie du fil métallique et ses produits
291	Industrie du fer et de l'acier
252	Fabriques de placages et contre-plaques
243	Industrie des vêtements d'hommes
239	Industrie des tricots (autres que bas et chaussettes)
183	Fils et tissus de coton
131	Manufacturiers de confiserie
128	Manufacturiers de biscuits

(f) *Les coûts en matières premières*

Si l'on ne considère que les «meilleures» équations, le coefficient de l'indice des prix des matières premières est nettement positif et de signe correct dans 14 cas sur 26. On ne dispose pas d'un prix adéquat pour les intrants de l'industrie 334. Dans le cas de l'industrie 201, l'indice des prix des matières premières est significatif mais non de signe correct. Les 14 industries sont :

nettement supérieur à sa valeur d'équilibre dans le cas de l'industrie 376.

industries 197, 334, et 338. Le coefficient de variation du coût en main-d'œuvre est sensiblement supérieur à zéro, mais inférieur à sa valeur d'équilibre. Il s'agit des Pour trois industries, le coefficient de la variation du coût en main-d'œuvre est valeurs d'équilibre indiquées dans la troisième colonne du tableau VIII.

VIII. Dans les dix autres cas, les coûts en main-d'œuvre n'incluent que les salaires payés sur une base horaire. On devrait comparer les coefficients estimés avec les du coefficient de cette variable figurent dans la première colonne du tableau représentent la variable de coût en main-d'œuvre pertinente. Les valeurs d'équilibre (VIII). Pour quatre industries, 145R, 201R, 239 et 376R, les salaires par unité n'est pas très différent de sa valeur d'équilibre (voir section 10(d) et tableau Dans quatorze cas, le coefficient estimé pour la variation du coût en main-d'œuvre considération des variables structurelles additionnelles et leur interaction.

résultats forment la base d'une analyse plus approfondie, qui prendrait en significatives dans les deux sous-échantillons décrits dans la note 74. Ces deux différente avec laquelle les variations des coûts en matières premières sont des prix. Cette hypothèse se trouve confirmée par un test statistique de la fréquence terme des variations des coûts en matières premières dans l'équation d'ajustement d'«ouverture» entre les industries ne devraient pas modifier l'importance à court rappellera que les tenants de ce point de vue estiment également que les différences court terme dans les industries soumises à la concurrence internationale. On se la section 2, selon laquelle les coûts en main-d'œuvre auront moins d'influence à des expéditions intérieures⁷⁴. Ceci confirme modérément l'hypothèse avancée dans

⁷²Ici encore, on répartit les industries de l'échantillon en deux catégories, selon que le taux de concentration fondé sur quatre firmes dépasse 50 pour cent ou non. La fréquence avec laquelle $\Delta ULCN/ULCN$ ou $\Delta USWN/USWN$ a la plus forte corrélation partielle avec $\Delta P/P$ ne varie pas de manière significative d'une catégorie à l'autre.

⁷³Etant donné qu'on ne dispose pas des prix réels pour toutes les industries de l'échantillon, on n'a utilisé dans ce test que les résultats issus des équations dans lesquelles le taux de variation du prix coté représente la variable dépendante.

Nous avons dit dans la section 2 que les industries concentrées peuvent se baser sur les évaluations du coût normal de main-d'œuvre pour fixer leurs prix, tandis que les industries concurrentielles considèrent plutôt le coût réel de main-d'œuvre. Les équations d'ajustement de prix estimées ne confirment pas cette hypothèse. La fréquence avec laquelle la variation du coût unitaire normal de main-d'œuvre ($\Delta ULCN/ULCN$ ou $\Delta USWN/USWN$) est la variable la plus satisfaisante ne varie pas de manière significative selon que l'on considère les industries concentrées ou concurrentielles de l'échantillon⁷².

Le même test simple révèle que la fréquence avec laquelle on peut obtenir une corrélation partielle significative entre toute mesure de la variation du coût en main-d'œuvre et le taux de variation du prix ne varie pas selon que l'on considère les industries concentrées ou concurrentielles de l'échantillon⁷³.

La fréquence des corrélations partielles significatives entre la variation du coût en main-d'œuvre et le changement du prix coté est moins élevée dans le cas des industries où les importations ou les exportations représentent plus de 20 pour cent

Le taux de variation du coût unitaire normal de main-d'œuvre est également significatif dans cette industrie.

Le taux de variation des salaires unitaires normaux ($\Delta USWN/USWN$) représente la variable du coût en main-d'œuvre la plus satisfaisante dans le cas de l'industrie:

145R	Brasseries
201R	Industrie des textiles synthétiques
376R-M	Manufacturiers de savon et de composés de nettoyage

La variation du coût unitaire réel de main-d'œuvre n'est significative dans aucune des industries ci-dessus.

Le taux de variation des salaires unitaires réels ($\Delta USW/USW$) a la plus forte corrélation avec la variable dépendante dans les trois industries suivantes:

174	Fabriques de chaussures
183	Filés et tissus de coton
243	Industrie des vêtements d'hommes
291	Industrie du fer et de l'acier
305	Industrie du fil métallique et ses produits
306	Manufacturiers de quincaillerie, d'outils et de coutellerie

Le taux de variation du coût unitaire normal de main-d'œuvre a la plus forte corrélation partielle avec la variable dépendante dans les six industries suivantes:

une, à savoir l'industrie 128, dans laquelle la variation du coût unitaire normal de main-d'œuvre ($\Delta ULCN/ULCN$) est également significative.

71 Si les coûts fixes influent sur le niveau des prix à court terme, mais ne varient pas en courte période, on devrait avoir $\alpha_2 + \alpha_3 < 1$.

Le taux de variation du coût unitaire réel de main-d'œuvre est la seule variable des coûts en main-d'œuvre qui soit significative dans toutes les industries ci-dessus sauf

365R	Manufacturiers de biscuits
338	Manufacturiers de confiserie
334	Manufacturiers de tissus de laine
323R	Industrie des pâtes et papiers
271R	Manufacturiers de véhicules automobiles
197	Manufacturiers d'appareils électro-ménagers de radio et de télévision
131	Manufacturiers de fils et câbles électriques
365R	Raffineries de pétrole

partielle la plus forte avec la variation de prix pour les huit industries suivantes:

27 industries. Le coût unitaire réel de main-d'œuvre ($\Delta ULC/ULC$) a la corrélation significative et de signe correct dans l'équation d'ajustement des prix pour 18 des

L'une des quatre variables des coûts en main-d'œuvre décrites dans la section 7 est

(e) *Coûts en main-d'œuvre*

Le tableau VIII indique les résultats des calculs décrits ci-dessus.

variables et établissent leurs marges en conséquence⁷¹.

les firmes supposent que les frais généraux fluctuent en proportion des coûts n'affectent pas les décisions concernant le niveau des prix à court terme, ou bien si sont cependant tout à fait corrects si le modèle (1) est valable et si les frais généraux fixes en plus du profit de monopole. Les coefficients d'équilibre calculés ci-dessus monopole. Les facteurs de proportionnalité utilisés ci-dessus comprennent les coûts les frais généraux. Le terme «E» reflète seulement l'existence du profit de

Le présent modèle décrit le comportement des prix à court terme et ignore donc

Z = frais généraux, y compris les salaires et le profit de monopole.

W = coût moyen annuel en salaires versés au titre de la production

M = coût moyen annuel en matières premières

C = frais généraux moyens, y compris le profit de monopole

V = valeur moyenne des expéditions

où WS = coût moyen annuel en salaires

et E (UMC)/P = $\frac{M}{V} / 1 - \frac{V}{C}$

E (ULC)/P = $\frac{W}{V} / 1 - \frac{V}{C}$

Sont variables, on a

Si on considère que seuls les coûts en salaires horaires et en matières premières

Dans ce cas, E(UMC)/P est approximativement égal à

$\frac{M}{V} / 1 - \frac{V}{C}$

s'exercer dans les industries où les importations représentent 20 pour cent ou plus des expéditions de l'industrie canadienne⁶⁸.
 Ce résultat confirme l'une des conclusions à laquelle était parvenu J.M. Curtis dans son étude de ce problème⁶⁹. Cependant, Curtis effectuait une comparaison interindustrielle des coefficients de régression à variation unique (la variation du prix canadien par opposition à la variation non corrigée du prix américain), tandis que nous utilisons les coefficients de corrélation partielle.
 Pour traiter de ce problème de manière plus approfondie, il faudrait tenir compte de l'interaction de ces effets des divers éléments de la structure du marché sur les coefficients de corrélation partielle. C'est ce que l'on a tenté dans la section 11(b), à l'occasion de l'analyse multi-sectorielle de la relation entre la demande et la variation de prix. Les résultats obtenus et la qualité d'ensemble des séries chronologiques indiquent qu'une analyse plus poussée ne se justifie pas pour le moment.

(d) *Prévisions concernant les variables du coût*

Dans la section 4, nous avons avancé des prévisions a priori au sujet des coefficients estimés des variables de coût:

$$\begin{aligned}\hat{\alpha}_2 &= E \cdot \frac{P}{U_{LC}} \\ \hat{\alpha}_3 &= E \cdot \frac{P}{U_{MC}} \\ \hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3 &= 1\end{aligned}$$

On peut calculer approximativement les valeurs de $E \cdot \frac{P}{U_{LC}}$ et de $E \cdot \frac{P}{U_{MC}}$ à partir

des données du recensement⁷⁰. On peut dire que ces valeurs correspondent aux «valeurs d'équilibre» des coefficients de coûts. En effet, si une entreprise transfère complètement une variation de coût — y compris la fraction de la majoration que comporte chaque variable de coût — au moment où elle survient, le coefficient estimé correspondant sera égal aux valeurs calculées ci-dessous.

Si les coûts variables comprennent les salaires, $\hat{\alpha}_2$ devrait tendre vers $E(USW)/P$, soit approximativement

$$\frac{WS}{V} / 1 - \frac{V}{C}$$

⁶⁸ Les pourcentages représentés par les importations concernent l'année 1965 et sont extraits de l'ouvrage de Stewart, pp. 117-120. Le paramètre du test est $(P_1 - P_2) / \sigma(P_1 - P_2)$ où P_1 = proportion des corrélations partielles significatives entre la variable pertinente de l'influence étrangère et la variable dépendante dans les industries où les importations représentent 20 pour cent ou plus des expéditions intérieures.
 P_2 = proportion des corrélations partielles significatives dans les industries où les importations représentent moins de 20 pour cent des expéditions intérieures. Le paramètre du test a une valeur de 2.49.
⁶⁹ Curtis a analysé ce problème dans Caves et Reuber, pp. 203-218. Il trouve aussi que l'importance de la propriété étrangère dans un marché donné représente un facteur déterminant de l'ampleur du coefficient de régression simple.
⁷⁰ Le tableau III indique les données pertinentes du recensement, extraites de BFS, catalogue 31-203, *Industries manufacturières du Canada: Sommaire*, divers numéros.

parallèles des coûts et de la demande dans les deux pays. Le prix américain n'exerce aucun effet de causalité⁶⁶.

On tend à associer les pratiques d'établissement des prix en fonction des droits de douane avec une situation d'oligopole. Dans une industrie concurrentielle, les influences étrangères devraient s'exercer par le biais des variables de coût et de demande. Cependant, on a démontré dans la section 4 que l'influence des prix étrangers peut tenir à la différence entre les produits canadiens et importés. Une augmentation du prix relatif des produits étrangers concurrents se traduit par un déplacement vers l'extérieur de la courbe de la demande et par un accroissement des marges des producteurs canadiens. La concentration du marché n'est pas une condition nécessaire.

De même, l'existence d'une influence étrangère marquée sur le prix intérieur dans une industrie donnée n'implique pas nécessairement que cette industrie achète un volume considérable de biens importés. Le modèle d'établissement des prix en fonction des droits de douane se fonde sur l'hypothèse que l'industrie établit ses prix de façon à éliminer les importations. D'un autre côté, l'hypothèse selon laquelle une modification du prix au Canada des produits étrangers transfère une partie de la demande vers le produit canadien implique que les produits intérieurs et étrangers se partagent le marché.

En dépit du caractère contradictoire des remarques exprimées ci-dessus, il est intéressant de se livrer à quelques vérifications simples de la relation entre la structure du marché et l'intensité de l'influence étrangère dans l'équation d'ajustement des prix. Si on répartit l'échantillon en deux catégories d'industries selon des taux de concentration fondés sur quatre entreprises — dans une catégorie, les quatre firmes représentent plus de 50 pour cent de l'industrie, et moins de 50 pour cent dans l'autre catégorie — on s'aperçoit que la proportion des équations d'ajustement des prix où la variable de l'influence étrangère et la variable dépendante ont une corrélation partielle significative est la même dans les deux catégories⁶⁷. Si on répartit les industries de l'échantillon en deux catégories où la valeur des importations représente respectivement plus et moins de 20 pour cent des expéditions de l'industrie canadienne, on voit que la proportion des équations d'ajustement des prix où la variable de l'influence étrangère et la variable dépendante ont une corrélation partielle significative est plus grande dans la première catégorie. Des influences étrangères significatives sont plus susceptibles de

⁶⁶ Il reste à expliquer pourquoi le prix américain a une corrélation plus forte avec le prix canadien que le coût et les conditions de la demande au Canada. Dans l'industrie 375 (voir tableau IV), ni la variable des coûts intérieurs ni celle de la demande ne sont explicatives. Elles reflètent manifestement mal les coûts et les conditions de la demande dans cette industrie. Le caractère significatif du prix américain non ajusté traduit dans quelle mesure ces coûts et ces conditions de la demande sont communs aux industries canadienne et américaine.

Pour l'industrie 291, l'indice des prix des matières premières se compose en grande partie du prix du charbon, qui a la même origine pour les industries américaine et canadienne, et d'un prix d'exportation du minerai de fer. Il n'est pas surprenant que le prix des matières premières disparaisse de l'équation pour l'industrie 291 lorsque on introduit la variation non ajustée du prix américain.

⁶⁷ Le taux de concentration fondé sur quatre firmes concerne l'année 1965 et provient de Ministère de la Consommation et des Corporations, *Concentration dans les industries manufacturières au Canada* (Ottawa, 1971). En fait, la proportion des corrélations partielles significatives est supérieure pour les industries concentrées (.42 au lieu de .25), mais cette différence n'est pas significative. Le paramètre du test statistique a une valeur de .89.

Cette observation est compatible avec la prévision avancée dans la section 4, selon laquelle la variation du taux de change a une corrélation partielle avec $\Delta P/P$ plus grande que le taux ajusté de variation du prix américain, si l'entreprise concurrente en cause n'est pas en fait une firme américaine.

Outre le taux courant de variation du taux de change, on a également vérifié des moyennes mobiles, pour quatre, huit et douze trimestres, du taux de variation du taux de change. On a finalement retenu la formule qui maximise la corrélation partielle entre la variation ajustée du prix américain, ou le taux de variation du taux de change lui-même, et la variable dépendante. Cette méthode a pour but la prise en compte de tout décalage pouvant exister entre les variations du taux de change et les modifications du prix des biens étrangers sur le marché intérieur. Elle est compatible avec le caractère à court terme du modèle⁶⁴.

Dans deux cas, on observe une forte corrélation entre la variation ajustée du prix américain et les fluctuations du prix des matières premières. Il s'agit des industries 174 et 338, qui se caractérisent par l'utilisation principale d'une matière première (le cuir et le cuivre respectivement) commune aux industries canadienne et américaine. Les deux ne sont dans aucun des cas des variables indépendantes significatives au même moment. La variable significative est la variation ajustée du prix américain dans l'industrie 174 et le prix des matières premières dans l'industrie 338.

Dans deux industries, les équations d'ajustement des prix se conforment au modèle strict d'établissement des prix en fonction des droits de douane. Ce sont les industries 201 et 295, pour lesquelles la variation du prix américain ajustée en fonction des fluctuations du taux de change est la seule variable significative. Dans trois cas, le taux de variation du prix américain n'est significatif que si on ne l'ajuste pas pour tenir compte des fluctuations du taux de change. Ce sont:

291	Industrie du fer et de l'acier
323	Manufacturiers de véhicules automobiles
375	Manufacturiers de peintures et vernis

Les producteurs canadiens réagissent manifestement à d'autres facteurs que le prix au Canada des produits américains. Dans l'industrie 323, un mécanisme autre que l'établissement des prix en fonction des droits de douane pourrait s'avérer plus approprié. Le prix de liste des filiales canadiennes peut être fixé par la société-mère américaine⁶⁵.

Toutefois, pour les industries 291 et 375, ce mécanisme est peu plausible. On peut supposer que la corrélation obtenue dans ce cas provient de fluctuations

⁶⁴ Le coefficient estimé pour le prix américain ajusté reflète l'effet des variations courantes du prix intérieur des biens étrangers sur les marges des producteurs canadiens.
⁶⁵ Pour de plus amples informations sur une telle pratique — sur une moins grande échelle — consulter Restrictive Trade Practices Commission, « Pricing Practices in the Pencil Industry » (Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1964)
R.E. Caves et G.L. Reuber ont suggéré la possibilité que cette pratique soit générale, voir *Capital Transfers and Economic Policy: Canada, 1951-1962* (Economic Studies no. 135, Cambridge, Harvard University Press, 1971) pp. 214-215.

niveau donné de déséquilibre de la demande est plus susceptible d'entraîner une variation de prix dans une industrie qui produit des biens non durables. Donc,

$$r_{pi} = b_0 + b_1 CR_i + b_2 DD_i + b_3 OD_i \tag{16}$$

où r_{pi} = coefficient de corrélation partielle entre la demande et le taux de variation du prix coté⁶²

CR_i = taux de concentration dans l'industrie i (voir note 61)

DD_i = un, si l'industrie i produit des biens durables; nul dans les autres cas

OD_i = un, si l'industrie i produit au moins en partie sur commande; nul dans les autres cas.

b_1 et b_2 devraient être négatifs et b_3 positif. Le tableau VII indique l'évaluation de ce modèle. Le taux de concentration n'est pas de signe approprié et n'est pas significatif. La variable substitut des biens durables a le signe approprié mais n'est pas significative. La variable substitut de la production sur commande est très légèrement significative. Ainsi, la corrélation partielle ci-dessus est significative plus fréquemment (voir note 50) et, au niveau de fiabilité de 90 pour cent, a une valeur supérieure dans les industries qui produisent en fonction des stocks et de la demande. L'analyse à variation unique et à variation multiple conduit manifestement au rejet des hypothèses concernant la relation entre la sensibilité des marges à la demande d'une part, et la concentration du marché et la production de biens non durables d'autre part.

(c) *Facteurs internationaux*

La modification de l'intensité de la concurrence internationale est une variable explicative significative dans les équations d'ajustement des prix de neuf industries. Dans sept cas, le taux de variation du prix américain, ajusté pour tenir compte des fluctuations du taux de change⁶³, représente la variable pertinente. Il s'agit des industries suivantes:

Numéro C.T.I. Nom de l'industrie	Corrélation partielle avec $\frac{\Delta P}{P}$
174 Fabriques de chaussures	0.44
201 Industrie des textiles synthétiques	0.48
271 Industrie des pâtes et papiers	0.72
295 Fonte et affinage	0.82
306 Manufacturiers de quincaillerie, d'outils et de coutellerie	0.29
311 Manufacturiers de matériel agricole	0.56
336 Manufacturiers de matériel électrique industriel	0.38

Dans les deux cas suivants, la variable pertinente est le taux de variation du taux de change lui-même:

183 Filés et tissus de coton	0.26
197 Fabriques de tissus de laine	0.50

⁶² Les valeurs de r_{pi} sont extraites du tableau V ou calculées à partir des résultats du tableau IV.

⁶³ Il semble valable dans la plupart des cas de considérer que la variation du prix américain est égale au coefficient de variation du taux de change, et donc de définir la variable de l'influence étrangère comme $\frac{\Delta P_{u.s.}}{P_{u.s.}} + \frac{\Delta R}{R}$

à notre étude. On trouve des marges sensibles à la demande pour l'avant dernière industrie de l'échantillon par ordre de concentration (306) et pour certaines des industries les plus concentrées (183 et 338). Les mêmes auteurs prétendent également que, puisque dans les industries concentrées les entreprises sont mieux en mesure de décider de l'ampleur et du moment des modifications de leurs prix, les équations estimées devraient s'avérer de moins en moins appropriées lorsque la concentration s'accroît. Les tests statistiques simples décrits ci-dessus ne confirment pas cette hypothèse. Afin d'approfondir ces vérifications, on a effectué une analyse à variations multiples des valeurs de R^2 figurant dans le tableau IV. On vérifie ainsi l'hypothèse ci-dessus tout en tenant compte des causes possibles des faibles R^2 obtenus pour certaines industries, causes que nous avons examinées dans la section 11(a). On a donc:

$$R_i^2 = a_0 + a_1 CR_i + a_2 \left(\frac{S}{VC}\right)_i + a_3 D_{1i} + a_4 D_{2i} + a_5 D_{3i} \quad (15)$$

où R_i^2 = valeur de R^2 dans l'industrie i ⁶⁰

$$CR_i = \text{taux de concentration dans l'industrie } i$$

$$\left(\frac{S}{VC}\right) = \text{rapport entre les coûts variables et la valeur totale des expéditions dans l'industrie } i$$

$$D_{1i} = \text{un, si la production de l'industrie } i \text{ est fonction, au moins en partie, des commandes; nul dans les autres cas}$$

$$D_{2i} = \text{un, si l'on ne dispose pas de prix américains pour l'industrie } i; \text{ nul dans les autres cas.}$$

$$D_{3i} = \text{un, si l'on ne dispose pas (334), ou pas de manière satisfaisante (112), du prix de l'intrant; nul dans les autres cas.}$$

On peut s'attendre à ce que a_2 et a_3 soient positifs, et a_1 , a_4 et a_5 négatifs. Le tableau VII indique les résultats de ce test statistique. Ceteris paribus, les valeurs de R^2 sont inférieures dans les industries plus concentrées. Mais la relation n'est pas significative. Tous les coefficients ont le signe prévu. Les valeurs de R^2 sont sensiblement plus élevées dans les industries qui produisent au moins en partie sur commande, et nettement inférieures pour les industries où on ne dispose pas du prix américain ou d'un prix valable de l'intrant.

On peut analyser de la même façon les coefficients de corrélation partielle entre la demande et le taux de variation des prix. Cette méthode permet d'isoler la relation entre la concentration du marché et la corrélation entre la demande et la variation de prix, étant donné que cette dernière est régulièrement forte dans les industries qui produisent pour les stocks et pour répondre aux commandes. L'analyse à variations multiples permet aussi de vérifier plus facilement l'hypothèse avancée dans la section 2, selon laquelle pour tout niveau de la concentration du marché, un

⁶⁰Cette valeur est extraite des équations où la variation du prix coté représente la variable dépendante. Voir section 11(a) ou tableau IV.
⁶¹Le taux de concentration utilisé correspond à l'indice de Herfindahl. Il provient de *Concentration dans les industries manufacturières au Canada*, Ministère de la Consommation et des Corporations (Ottawa, 1971).

On doit maintenant confronter les hypothèses avancées dans la section 2 avec nos résultats empiriques. Ces hypothèses concernent l'effet de la structure du marché sur la sensibilité des marges face à la demande. Bien entendu, l'hypothèse fondamentale est que la sensibilité des marges à la demande est caractéristique des industries moins concentrées.

Les industries pour lesquelles la variable du déséquilibre de la demande était significative dans la «meilleure» équation d'ajustement des prix figurent dans le tableau VI, avec le taux de concentration industrielle. Ce taux varie évidemment de très faible (306) jusqu'à élevée (338). On ne peut déceler aucun schéma caractéristique. Une vérification simple de l'hypothèse ci-dessus consiste à comparer la valeur médiane du taux de concentration du groupe où la corrélation partielle entre la demande et le taux de variation du prix coté est significative avec la valeur médiane du taux de concentration du groupe où il n'en est pas ainsi. On devrait exclure de cette vérification les résultats obtenus à partir des prix réels car leur disponibilité pour certaines industries et non pour d'autres relève du hasard.

Les résultats de cette vérification contredisent ce qu'on pourrait attendre a priori. Les valeurs moyenne et médiane du taux de concentration sont plus élevées pour les industries où il existe une corrélation partielle significative entre la demande et le

taux de variation du prix 57.

On peut également traiter de ce problème en calculant le coefficient de corrélation d'ordre entre la concentration dans l'industrie et la corrélation partielle entre la demande et la variation du prix coté. Cette méthode ne fait que confirmer les résultats décrits dans la note 57. Il existe une relation positive, mais non significative, entre la concentration du marché et la sensibilité des marges à la demande.

Certains ont soutenu que, dans les industries vraiment concurrentielles, un écart entre l'offre et la demande se traduit immédiatement par un ajustement de prix. Par conséquent, la variance des variables du déséquilibre de la demande est faible. De ce fait, on aurait une corrélation partielle non significative entre la variation du prix et la demande dans les secteurs les plus concurrentiels⁵⁸. De plus, selon ce raisonnement, les marges ne sont sensibles à la demande que dans les industries où le taux de concentration est moyen, c'est à dire dans les industries où les entreprises détiennent une certaine marge de décision pour établir leurs prix, mais sans qu'il existe une interdépendance qui supprime la concurrence par les prix.

Eckstein et Wyss ont trouvé que toutes les industries pour lesquelles ils parvenaient à déduire l'existence de marges sensibles à la demande pouvaient être classées dans cette catégorie intermédiaire⁵⁹. Ceci ne s'applique manifestement pas

⁵⁷A cause de la variation relativement importante au sein de ces deux groupes, cette différence, quoique marquée, n'est pas significative. La médiane du taux de concentration des industries où il existe une corrélation partielle significative entre la demande et le taux de variation du prix coté est de 6.7. Pour les autres industries de l'échantillon, elle s'élève à 14.4. Dans ce cas, on applique un test de somme d'ordres à la différence des deux médianes plutôt qu'à la différence des deux moyennes. Ainsi, on n'a pas à supposer que la distribution fondamentale est normale. Dans le cas des taux de concentration, cette hypothèse est caduque. Voir P.G. Hoel, *Elementary Statistics* (New York, Wiley, 1966) pp. 252-255.

⁵⁸Voir O. Eckstein et D. Wyss, «Industry Price Equations», (document présenté lors de la Conférence sur la détermination des prix en économétrie, Washington, D.C., octobre 1970) p. 12.

⁵⁹*Ibid*, pp. 12-14

Une variable du déséquilibre de la demande fait partie de la «meilleure»⁵ équation d'ajustement des prix pour 10 de ces industries, à savoir 128, 131, 183, 197, 271, 306, 334, 336, 338 et 365R.

La variable du déséquilibre de la demande est significative dans six des sept industries qui produisent pour leurs stocks et en fonction des commandes, et dans sept des 20 industries de l'échantillon dont la production est exclusivement destinée aux stocks.

On peut trouver une corrélation partielle significative entre le déséquilibre de la demande et le taux de variation des prix avec une plus grande fréquence dans le cas des industries qui produisent surtout en fonction des commandes⁵⁶. Ceci peut provenir du fait que les arrières de commandes représentent une évaluation plus directe, et donc meilleure, du déséquilibre de la demande que la différence entre les stocks réels et les stocks désirés.

La variable du déséquilibre de la demande issue du modèle fondé sur les stocks, (A.1) à (A.9), s'avère supérieure dans sept cas (voir tableau IV). Cependant, dans six de ces industries, la production est essentiellement destinée aux stocks. On ne dispose pas de données sur les commandes. Le modèle «stocks-déséquilibre de la demande» ne fournit pas de résultats satisfaisants dans le cas des industries qui produisent surtout en fonction des commandes. Pour ces industries, on exprime le niveau désiré des stocks comme une fonction des commandes courantes et des arrières de commandes décalés d'une période (voir équation (A.8)). Si l'on prend les commandes nouvelles, ou les arrières de commande tels quels ou en conjonction avec la moyenne simple du déséquilibre des stocks, on obtient des résultats plus satisfaisants.

Dans certaines industries, les variables de la demande sont affectées par un fort degré d'intercorrélation avec le coût en main-d'œuvre (239, 243) et avec le prix des matières premières (252, 305), ou les deux (306). On se souviendra qu'une certaine intercorrélation entre la demande et les coûts en main-d'œuvre est normale, du fait de l'utilisation de salaires horaires moyens incluant les taux majorés des heures supplémentaires lors du calcul des coûts en main-d'œuvre. L'intercorrélation entre la demande et les prix des matières premières met en évidence la possibilité que le modèle souffre d'un défaut de définition. Un excédent de la demande sur le marché des produits se traduit par des hausses des prix des matières premières, à condition que l'industrie en cause soit un acheteur relativement important sur les marchés des facteurs de production concernés. Ceci est contraire aux hypothèses du modèle. Il s'agit toutefois d'une situation qui ne semble pas répandue.

⁵⁵ La «meilleure» équation est celle qui fournit les R² les plus élevés tout en restant compatible avec les modèles calculés dans la section 4.

⁵⁶ La fréquence des corrélations partielles significatives entre la demande et le taux de variation du prix est sensiblement supérieure dans le cas des industries dont la production est destinée, au moins en partie, à satisfaire les commandes. Le paramètre de vérification est

$$\frac{P_1 - P_2}{\sigma(P_1 - P_2)}$$

où P₁ est la proportion des corrélations partielles significatives entre la demande et le taux de variation du prix dans la catégorie des industries qui produisent en fonction des stocks et des commandes.

P₂ est la proportion des corrélations partielles significatives dans le cas des industries qui ne produisent que pour les stocks

Sa valeur est de (.857 - .350) / .169 = 3.00.

Dans cinq cas, le modèle postulé dans la section 4 ne peut expliquer une proportion significative du taux de variation du prix de liste. Pour ces industries, on n'a pas été en mesure de calculer des séries valables des prix réels. Ce sont:

112	Conserve et préparation de fruits et légumes
231	Industrie des bas et chaussettes
325	Manufacturiers de pièces et accessoires d'automobiles
374	Manufacturiers de produits médicaux et pharmaceutiques
375	Manufacturiers de peintures et vernis

Enfin, pour une industrie, 323 Manufacturiers de véhicules automobiles, notre modèle ne réussit à expliquer une part significative du taux de variation ni dans le cas du prix coté, ni dans le cas du prix réel.

Les insuffisances de notre modèle ne semblent pas tenir à une cause commune. Dans deux cas, on ne disposait pas des prix américains (231 et 325), ce qui peut avoir affecté de manière cruciale l'explication du comportement des prix dans la seconde industrie.

Il existe une explication plausible des résultats peu satisfaisants obtenus pour l'industrie 112. Cette industrie a pour activité le traitement des fruits et légumes frais. Le prix des intrants, à savoir les produits à traiter, est de première importance. Malheureusement, on ne dispose pas de séries de prix des fruits et des légumes frais, et les valeurs-substituts utilisées sont manifestement inappropriées.

Le modèle fondé sur les majorations, élaboré dans la section 4, ne convient pas pour une industrie comme 374. Les coûts variables représentent une proportion relativement faible des coûts totaux (voir tableau III). Il n'est pas surprenant qu'à court terme les modifications des coûts variables n'exercent aucun effet sur les prix.

Pour nombre des industries de l'échantillon, la variation de prix mesurée de trimestre en trimestre est très faible. Une proportion relativement élevée de fluctuations aléatoires affecte vraisemblablement la variable dépendante de ce modèle. Dans ce cas, les valeurs généralement réduites de R^2 que l'on obtient n'indiquent pas nécessairement que le modèle est inapproprié. Une part considérable de la variance non expliquée est vraisemblablement due à ces fluctuations aléatoires.

En ce qui concerne la portion «valable» de la variance non expliquée, on peut probablement l'attribuer pour la plus grande part au fait que le modèle est à court terme. Dans sa définition actuelle, il ignore tous les facteurs dont l'effet sur le taux de variation des prix ne se manifeste pas en un trimestre. La prise en compte de ces décalages d'ajustement se traduirait sans aucun doute par une augmentation des R^2 . Cependant, ceci n'est pas directement pertinent à l'objectif de notre étude, qui est de présenter une comparaison interindustrielle des facteurs déterminants du taux de variation à court terme des prix de vente.

(b) *La demande*

Pour 13 industries, le coefficient de l'une des variables du déséquilibre de la demande contenu dans l'équation d'ajustement des prix est significatif et de signe approprié (voir tableau V).

exemple, passage aux voitures de plus petite dimension), (I/Q) devrait également changer. Par conséquent, la corrélation partielle entre $\Delta M/M$ et le taux de variation du prix réel sera probablement inférieure à la corrélation partielle entre $\Delta M/M$ et le taux de variation du prix réel (fondé sur des pondérations fixes des produits). Les variables des coûts en main-d'œuvre tiennent compte des fluctuations du volume de biens produits par unité d'intrant en main-d'œuvre et ne se trouveront donc pas affectés. Nous examinerons ce problème de façon plus détaillée dans la section 11(g).

EQUATIONS D'AJUSTEMENT DES PRIX: LES RÉSULTATS DE L'ANALYSE EMPIRIQUE

(a) *Equations significatives*

Le tableau IV indique les évaluations des modèles d'ajustement des prix. Les équations pour lesquelles le taux de variation du prix réel représente la variable dépendante sont suivies de la lettre R. Afin de faciliter les comparaisons, on a indiqué toutes les équations pour chaque industrie. Les modèles calculés dans la section 4 permettent d'obtenir des valeurs significatives de R^2 pour 21 des 27 industries au niveau de fiabilité de 95 pour cent⁵⁴.

Pour 18 industries, on peut obtenir un R^2 significatif en utilisant comme variable dépendante le taux de variation du prix coté. Ce sont:

No. CTI	Industrie	R^2
128	Manufacturiers de biscuits	0.30
131	Manufacturiers de confiserie	0.27
174	Fabriques de chaussures	0.47
183	Filés et tissus de coton	0.51
197	Fabriques de tissus de laine	0.31
201	Industrie des textiles synthétiques	0.30
239	Industrie des tricots (autres que bas et chaussettes)	0.33
243	Industrie des vêtements d'hommes	0.44
252	Fabriques de placages et contre-plaques	0.24
271	Industrie des pâtes et papiers	0.54
291	Industrie du fer et de l'acier	0.32
295	Fonte et affinage	0.57
305	Industrie du fil métallique et ses produits	0.74
306	Manufacturiers de quincaillerie, d'outils et de coutellerie	0.44
311	Manufacturiers de matériel agricole	0.34
334	Manufacturiers d'appareils électro-ménagers de radio et de télévision	0.23
336	Manufacturiers de matériel électrique industriel	0.40
338	Manufacturiers de fils et câbles électriques	0.74

Pour trois industries, on ne peut obtenir un R^2 significatif que si l'on utilise comme variable dépendante le taux de variation du prix réel. Il s'agit de:

145	Brasseries	0.20
365	Raffineries de pétrole	0.45
376	Manufacturiers de savon et de composés de nettoyage	0.49

⁵⁴ On a effectué à cette occasion un test statistique «F». Voir A.S. Goldberger, *Econometric Theory*, (New York, Wiley, 1964) p. 176. Pour 20 des 27 industries, R^2 est significatif au niveau de fiabilité de 99 pour cent.

323 nombre de véhicules
365 barils de produits du pétrole
376 livres de savon

Source: BFS, équivalences spéciales

On a utilisé une moyenne mobile sur quatre trimestres du numérateur et du dénominateur de (14) pour réduire certaines irrégularités des séries composantes. Le tableau II contient une comparaison des coefficients de variation des séries de prix cotés et de prix réels. Pour huit industries sur onze, le coefficient de variation du prix réel est égal ou supérieur à celui du prix de liste, même après qu'on ait «régularisé» ce dernier. Dans les trois autres cas, on observe l'inverse. On ne relève un écart prononcé que pour une seule industrie, (295). Les niveaux des deux séries de prix ont une corrélation positive élevée dans huit des 11 industries, et les variations procentuelles n'ont une corrélation significative que dans trois cas.

TABEAU II

Comparaison des prix cotés et des prix réels

No. de la CTI	Prix coté	Prix réel	Niveaux des prix	Variations procentuelles
	Coefficient de variation	Coefficient de variation	n	r
145	0.039	0.024	0.83	0.23
174	0.094	0.158	0.95	-0.15
183	0.030	0.059	0.84	0.11
201	0.034	0.034	-0.40	0.02
252	0.100	0.090	0.77	0.33
271	0.045	0.093	0.98	0.11
291	0.022	0.039	0.78	0.42
295	0.146	0.038	0.62	0.42
323	0.020	0.045	-0.22	0.08
365	0.024	0.050	0.66	0.10
376	0.031	0.034	-0.14	0.01

Dans trois cas (174, 201 et 323), les deux séries de prix ont des tendances divergentes au cours du temps. Ceci provient très vraisemblablement du fait que l'indice des prix réels reflète, à la différence de celui des prix cotés, la composition courante de la production. On calcule le prix de liste à l'aide de coefficients de pondération fixes des marchandises pour chaque industrie. En pratique, l'industrie 323 en est un exemple. Le prix réel par véhicule a diminué (à cause de la tendance à produire des voitures de plus petite dimension), alors que les prix cotés des modèles que considère le BFS pour établir la pondération se sont élevés.

On a utilisé les prix réels ainsi calculés comme variables dépendantes dans les équations d'ajustement des prix déterminées dans la section 4. Les résultats obtenus figurent dans le tableau IV.

Remarquons que l'utilisation de pondérations courantes dans les prix réels peut être incompatible avec l'hypothèse selon laquelle le volume des intrants en matières premières et produits intermédiaires par unité de produit reste constant (voir section 8). Si la composition de la production varie au cours du temps (par

Le prix de transaction peut donc être plus souple que le prix de liste. Les variations du premier peuvent devancer celles du prix coté. De plus, le prix réel est plus susceptible que le prix coté de réagir à un déséquilibre donné de la demande. Pour 11 industries, on peut calculer un indice des prix implicites plus représentatif des diverses réductions concédées aux acheteurs. Le prix se calcule comme suit:

$$\text{Prix implicite} = (\text{Produit brut en dollars courants}) / (\text{Produit réel})$$

ou

$$\text{Prix implicite (période 1)} = \frac{(S_1 + \Delta I_1)}{(S_0 + \Delta I_0)} \times \frac{Q_0}{Q_1} \quad (14)$$

$$\text{où } S_1 = \text{expéditions pendant la période 1}$$

$$\Delta I_1 = \text{variation des stocks de produits finis pendant la période 1}$$

$$Q_1 = \text{produit réel pendant la période 1}$$

$$S_0 = \text{expéditions pendant la période 0}$$

$$\Delta I_0 = \text{variation des stocks de produits finis pendant la période 0}$$

$$Q_0 = \text{produit réel pendant la période 0}$$

On doit cependant remarquer que cette formule n'est valable qu'en autant que l'on a obtenu l'indice du produit réel par la comparaison des quantités de biens produites pendant la période courante et la période de base. Si on a évalué le produit réel en corrigeant de l'inflation la valeur en dollars courants des quantités produites, ledit calcul ne nous apprendra rien.

L'utilisation des heures de main-d'œuvre lors du calcul du produit réel représente une autre source d'erreur grave. Etant donné que la production par heure de main-d'œuvre varie au cours du cycle (exactement comme l'utilisation de la capacité de production), on obtiendra une valeur du produit réel exagérée au sommet du cycle et sous-estimée en son point le plus bas. Un prix implicite calculé à partir d'une telle évaluation croîtrait et décroîtrait parallèlement aux augmentations et aux diminutions du produit réel, donnant ainsi l'illusion qu'il est sensible à la demande. On trouve un exemple de ce type d'erreur dans une étude récente de Morkre⁵³. Son prix réel correspond effectivement à la production en dollars courants par heure de main-d'œuvre. Point n'est besoin de dire qu'il trouve ce prix sensible à son évaluation de la demande.

On dispose de données trimestrielles sur le produit réel qui fournissent une mesure utilisable de Q_1/Q_0 pour les industries suivantes de notre échantillon:

No. de la CTI	Unité de mesure de Q_1/Q_0
145	gallons de bière
174	paires de chausures
183	balles de coton ouvertes
201	livres de tissus, verges de fil
252	pieds de contreplaqué
271	tonnes de pâte à papier et de papier journal
291	tonnes d'acier
295	livres de cuivre, de nickel, de plomb, etc.

⁵³ Morkre, *op. cit.*, p. 27.

⁵⁰ On utilisera indifféremment les termes prix réel, prix implicite et prix de transaction, de même que les termes prix cotés, prix de liste et prix publiés.

⁵¹ Dans les enquêtes du BFS sur les prix de vente dans les industries, on s'efforce réellement de trouver des renseignements sur les ventes à des prix hors-cote. Toutefois, dans de nombreux cas, ces données ne sont simplement pas communiquées.

⁵² On trouvera des exemples de la diversité étonnante des formes que peut prendre la concurrence en termes de prix hors-liste dans Restrictive Trade Practices Commission, "Report Concerning the Manufacture, Distribution and Sale of Evaporated Milk Products", (Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1962).

Il est tout à fait possible que les prix cotés que nous utilisons dans nos calculs diffèrent des prix auxquels les transactions sont réellement effectuées. L'adhésion à un ensemble de normes en matière de listes de prix basées sur les coûts représente une forme de coordination des oligopoles. Mais les réductions de prix n'ont rien d'exceptionnel⁵¹. Une entreprise peut assumer les frais de transport, ou bien accorder un rabais pour tenir compte de la concurrence des importations, ou encore accorder aux détaillants une ristourne au titre de la promotion des ventes. En cas d'excédent de la capacité de production, les entreprises peuvent offrir des produits de moindre qualité à un prix unitaire inférieur⁵².

PRIX RÉELS⁵⁰

notre échantillon.

américaine correspondante. Il en est apparemment ainsi des industries figurant dans influencer de manière significative sur le taux de variation du prix de l'industrie justifie en autant qu'aucune des industries canadiennes de l'échantillon ne peut de fluctuation du taux de change sont des facteurs exogènes. Cette hypothèse se Dans le modèle, on suppose que le taux de variation des prix américains et le taux concurrente en cause n'est pas américaine.

distincte (comme la seule variable d'influence étrangère) lorsque l'entreprise les prix canadiens. Cet effet peut donc se manifester dans une équation de façon fournit la seule mesure de l'influence qu'exercent, par exemple, les prix japonais sur Etant donné qu'on ne considère pas d'autres prix étrangers, le taux de change change s'avèrent des variables indépendantes dans la régression.

correspondant. Dans ce cas, les taux de variation du prix américain et du taux de de variation du prix canadien qui, à court terme, n'est pas égal au prix américain Comme nous l'avons vu dans la section 4, le taux de change peut affecter le taux postulée dans la section 4.

premières, on peut en déduire l'existence d'une influence étrangère analogue à celle avec la variable dépendante qu'avec la variation de l'indice des prix des matières relation significative. Si la variation du prix américain a une plus forte corrélation rican et le changement du prix des matières premières peuvent donc avoir une cor- au Canada qui sont en concurrence avec des importations. La variation du prix amé- pendant, l'indice des prix des matières premières inclut les prix des intrants produits conséquence que de le différencier de l'indice des prix des matières premières. Ce- Etats-Unis, un coefficient important pour le prix américain peut n'avoir d'autre produits au Canada. Dans la mesure où les intrants importés proviennent des comprennent pas les prix des intrants importés qui font concurrence aux intrants Comme nous le verrons en annexe, les indices des prix des matières premières ne

⁴⁷Heilbrower, *op. cit.*, p. 372.
⁴⁸BFS, catalogue no. 15-501, "The Input-Output Structure of the Canadian Economy", 1961. Vol. 1, Comptes nationaux, tableaux de relations interindustrielles.
⁴⁹Les prix de gros aux États-Unis sont extraits de *Wholesale Prices and Price Indexes* (U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics), numéros divers. On dispose des prix de ventes dans les industries américaines équivalents à ceux du Canada à partir de 1965. Par conséquent, on utilise les prix de gros fondés sur les marchandises. Dans le cas de 231 (Bas et chaussettes) et 239 (Autres tricots), il n'existe pas aux États-Unis de catégorie de marchandises qui corresponde à plus qu'une fraction de la gamme des produits au Canada. Dans le cas de l'industrie 325 (Pièces et accessoires d'automobiles) on ne dispose pas de l'indice des prix de gros américain avant 1965.

Pour toutes les industries de l'échantillon sauf trois, on dispose d'un indice des prix de gros aux États-Unis qui est comparable à l'indice canadien⁴⁹. On estime que le prix américain est comparable au prix canadien lorsque on en dispose pour la catégorie de marchandises produite par une industrie canadienne indiquée au niveau de trois unités.

LES PRIX ÉTRANGERS ET LE TAUX DE CHANGE

Dans les industries intégrées verticalement et fondées sur l'exploitation des ressources naturelles, telles que 271, Pâtes et papiers, 291, Fer et acier, 295, Fonte et affinage, et 365, Raffinage du pétrole, les prix de «transaction» des matières premières sont en grande partie établis à des fins comptables. On ne peut même pas être certain que ces prix représentent des critères de décision dans ces industries. Les résultats de notre analyse empirique indiquent (voir tableau IV) que le prix des matières premières joue un rôle significatif dans certaines de ces industries (291, 365R) et pas dans d'autres (271, 295). Les résultats tiennent peut-être plus aux variables substitués utilisées qu'au processus de décision des industries.

Comme nous l'avons vu, le modèle à une seule équation implique que $\Delta M/M$ soit déterminé de manière exogène. Il n'en sera ainsi que si l'industrie en cause exerce une influence négligeable sur $\Delta M/M$. Chaque industrie de l'échantillon doit être un acheteur relativement peu important sur le marché de ses matières premières. Dans certains cas, on peut douter de cette hypothèse et il est possible que le coefficient estimé pour $\Delta M/M$ soit biaisé à la hausse.

regrettable d'uniformité dans la qualité des indices des prix des intrants.

substitution. Ces valeurs substitués sont plus ou moins appropriées, d'où un manque interindustrielles⁴⁸. Les prix utilisés correspondent souvent à des évaluations par chacune de ces catégories dans M_i à partir des données des tableaux de relations fabrication du produit de l'industrie i . On calcule le coefficient de pondération de indices des prix de 83 catégories de biens et de services qui peuvent entrer dans la matières premières pour la i ème industrie. Il s'agit d'une moyenne pondérée des On trouvera dans l'annexe la description du calcul de M_i , indice des prix des tendance, celle-ci apparaîtra dans le terme constant de la régression.

également cette hypothèse. On a donc $\Delta UMC/UMC = \Delta M/M$. Si J/Q suit une supposent que J/Q est constant lorsqu'elles fixent leurs prix. Nous adopterons substituer $\Delta M/M$ à $\Delta UMC/UMC$. Selon Heilbrower⁴⁷, de nombreuses entreprises J/Q restait constant au cours de la période couverte par l'échantillon, on pourrait Toutefois, on ne dispose d'aucune information sur le comportement de J/Q . Si

expressions (a) et (b) fourniront également des résultats erronés dans la mesure où les entreprises excluent les taux majorés de leur calcul des coûts unitaires réels de main-d'œuvre.

On peut en principe éliminer ce défaut en évaluant les taux de salaire pour les heures normales qui excluent les majorations des heures supplémentaires. Malheureusement, il est impossible de définir complètement un modèle des gains provenant des heures de travail normales au niveau des industries à trois unités. Nous avons essayé d'utiliser une variable des gains provenant des heures normales, fondée sur un coefficient de correction estimé au niveau de toutes les industries manufacturières⁴⁵. Cette variable ne s'est avérée significative que pour une industrie. Nous avons donc décidé de ne considérer que les taux de salaires mesurés. Ceci accroît la possibilité d'une intercorrélation significative entre le coût en main-d'œuvre et le déséquilibre de la demande dans les équations d'ajustement des prix présentées subseqeuement. Il devient donc plus difficile de distinguer l'effet de la demande de celui de la variation du coût unitaire en main-d'œuvre. Ces deux variables explicatives ont une corrélation significative dans plusieurs cas. Nous examinerons cette question de manière plus approfondie dans la section 11.

Enfin, on doit supposer que le taux de variation des coûts en main-d'œuvre est un facteur prédéterminé ou exogène, afin de justifier l'utilisation d'un modèle d'ajustement des prix à une équation. Les travaux de Scarfe⁴⁶ confirment nettement l'hypothèse du facteur exogène. Selon lui, la détermination des niveaux de salaires dans une industrie ressort exclusivement de facteurs externes à cette industrie dans 46 des 57 industries étudiées; et, dans 11 cas, le niveau des salaires dans l'industrie est lié à la production et/ou au niveau de l'emploi de cette industrie. Cependant, cette relation comporte des décalages suffisamment longs pour que l'on puisse considérer les taux de salaires comme prédéterminés. Aux fins de notre modèle, nous supposons que la variation du taux de salaire est prédéterminée de la même manière.

COÛTS EN MATIÈRES PREMIÈRES

On peut en principe calculer le coût unitaire en matières premières de la manière suivante:

$$UMC = M \left(\frac{Q}{J} \right)$$

où UMC = coût unitaire en matières premières

J = quantité de matières premières utilisée

Q = volume de production

M = indice des prix des matières premières

⁴⁵Le coefficient de correction provient de travaux effectués au niveau de toutes les industries manufacturières par le Professeur T.A. Wilson de l'Université de Toronto.
⁴⁶Voir B.L. Scarfe, *Détermination des prix et mécanisme de l'inflation au Canada*, étude préparée pour la Commission des prix et des revenus, Ottawa, Information Canada, (1972) pp. 139-142. Scarfe estime que le taux de chômage au niveau du pays et l'indice des salaires hebdomadaires moyens dans toutes les industries sont les facteurs externes importants.

44 (a) Le gain horaire moyen et la semaine de travail moyenne sont extraits de BFS, «Review of Man-Hours and Hourly Earnings», Catalogue no. 72-202, divers numéros, et calculés selon des équivalences spéciales.
 (b) Les salaires hebdomadaires moyens et l'indice de l'emploi proviennent de BFS, «Review of Employment and Average Weekly Wages and Salaries», Catalogue no. 72-201, divers numéros, et de calculs effectués avec les équivalences spéciales
 (c) Le produit intérieur réel est tiré de BFS no. 61-506, «Real Domestic Product by Industry, 1961 Base».

Comme nous l'avons vu ci-dessus, l'identité $U L C^N = W \left(\frac{Q}{H \cdot N} \right)^T$ suppose que l'on considère toutes les variations des gains horaires moyens comme permanentes et comprises dans les coûts normaux. Cependant, W inclut les paiements majorés des heures supplémentaires qui ne devraient pas figurer dans le calcul du coût normal. Les expressions (c) et (d) exagèrent donc les coûts unitaires normaux en main-d'œuvre durant les périodes où les heures supplémentaires prévalent. Les

Les variables (a) et (c) ne mesurent que les coûts de production en main-d'œuvre (sur une base horaire). Les variables (b) et (d) concernent tous les coûts en main-d'œuvre. Pour calculer $U L C$, on a employé N , indice du nombre d'employés déclaré, de préférence à $P W$, indice du nombre des travailleurs employés à la production, parce que N est beaucoup moins variable. On a supposé que la variation du nombre de travailleurs employés à la production pouvait expliquer la plus grande partie, sinon la totalité, de la variance de N . On a vérifié cette hypothèse en effectuant une régression de N avec $P W$ et de ΔN avec $\Delta P W$, et ce, pour 17 des 27 industries de l'échantillon. Pour la première régression, on obtient régulièrement des R^2 supérieurs à .95. Dans le cas de la seconde, les R^2 dépassent généralement .75. La variation du nombre de travailleurs employés à la production peut pratiquement expliquer toute la variance du nombre total d'employés déclaré. On peut donc utiliser l'indice du total des employés déclarés sans affecter grandement le calcul du coût de production unitaire en main-d'œuvre.

$U S W^N$ = salaire normal par unité de production
 W = gain horaire moyen des travailleurs rémunérés sur une base horaire⁴⁴
 H = semaine de travail moyenne des travailleurs rémunérés sur une base horaire
 N = indice du nombre d'employés déclaré.
 Q = produit réel; soit indice du produit intérieur réel par industrie, soit somme des expéditions en dollars courants et de la variation des stocks de produits finis, corrigée de l'inflation à l'aide du prix du produit en cause.
 $S W$ = salaire hebdomadaire moyen de tous les employés.
 $\left(\frac{Q}{H \cdot N} \right)^T$ = exponentielle des valeurs indiquées par une tendance chronologique
 $\left(\frac{Q}{N} \right)^T$ = exponentielle des valeurs indiquées par une tendance chronologique
 semi-logarithmique ajustée à $\left(\frac{Q}{N} \right)$
 semi-logarithmique ajustée à $\left(\frac{Q}{H \cdot N} \right)$

donc considérer toutes les variations du taux de salaire comme permanentes et supposer que toutes les modifications permanentes de la productivité suivent quelque tendance à long terme. Certains chercheurs (Courchene³⁷, Morkre³⁸, et Rippe³⁹) ont intégré ce type de comportement dans leurs équations de prix. Ils ont utilisé ΔW comme une variable indépendante et supposé que le terme constant incluerait la valeur tendancielle de la productivité. Dans d'autres études, la tendance de la productivité et les salaires ont nécessairement le même effet sur le prix. D'où :

$$ULC^N = W \left(\frac{\partial}{\partial L} \right)^T$$

où ULC = coût unitaire normal de la main-d'œuvre

$\left(\frac{\partial}{\partial L} \right)^T$ = une valeur de la tendance à long terme de la productivité.

Schultze et Tryon⁴⁰ se servent d'une moyenne mobile sur douze trimestres pour calculer approximativement la tendance de la productivité. Neild⁴¹ recourt à une tendance chronologique semi-logarithmique. Eckstein et Fromm⁴² emploient un modèle de productivité, dont la valeur statique est aussi une tendance chronologique semi-logarithmique exprimée en termes de production par heure de travail.

Dans la présente étude, nous calculerons quatre variables des coûts en main-d'œuvre pour chaque industrie⁴³. Deux sont des mesures des coûts unitaires réels de main-d'œuvre, deux des coûts unitaires normaux. Donc tous les cas, on suppose que les taux de salaire et la productivité exercent un effet identique sur les prix. Les variables sont :

$$(a) ULC = W \left(\frac{\partial}{\partial H \cdot N} \right)$$

$$(b) USW = SW \left(\frac{\partial}{\partial N} \right)$$

$$(c) ULC^N = W \left(\frac{\partial}{\partial H \cdot N} \right)^T$$

$$(d) USW^N = SW \left(\frac{\partial}{\partial N} \right)^T$$

ou

ULC = coût de production unitaire réel en main-d'œuvre

USW = salaire réel par unité de production

ULC^N = coût de production unitaire normal en main-d'œuvre

³⁷Courchene, «An Analysis of the Price-Inventory Nexus with Empirical Application to the Canadian Manufacturing Sector» p. 336

³⁸M.E. Morkre, «Short-term Price Change in the Steel Industry» *Review of Economics and Statistics*, no. 52, (juin 1970) p. 30

³⁹Rippe, *op. cit.*, p. 39

⁴⁰Schultze et Tryon, *op. cit.*, p. 286

⁴¹Neild, *op. cit.*, p. 14

⁴²Eckstein et Fromm, *op. cit.*, p. 1168

⁴³À l'origine, on a évalué le modèle avec $\Delta W/W$ comme variable unique du coût de la main-d'œuvre. On supposait que la tendance de la productivité figurerait dans le terme constant. Les résultats obtenus contribuaient beaucoup moins à expliquer la variable indépendante que ceux obtenus en utilisant les variables des coûts en main-d'œuvre décrites dans le texte.

ladite période et de l'état des arrières de commande à la fin de la période précédente³³.

Ce modèle fournit donc les évaluations suivantes des déséquilibres de la demande: (a) $(I^F_* - I^F)$, calculé pour toutes les industries de l'échantillon pour lesquelles on dispose des données sur les stocks de produits finis. Ces industries se caractérisent par une production destinée aux stocks suffisante pour conserver des stocks de produits finis.

(b) $(I^{A*} - I^A)$, que l'on calcule pour toutes les industries. Remarquons que ces deux variables reflètent la somme des excédents ou des insuffisances de la demande dans le passé. On peut calculer les conditions courantes de déséquilibre de la demande en dérivant (a) ou (b). Certaines industries accordent une importance considérable à la production destinée aux stocks et à la production sur commande. Dans ce cas, le déséquilibre de la demande peut s'écrire:

$$[(I^{F*} - I^F), \frac{U}{S}].$$

LES COÛTS EN MAIN-D'ŒUVRE

Nous considérerons tout d'abord comme variable des coûts en main-d'œuvre les coûts unitaires en main-d'œuvre «réels» ou «mesurés», qui se définissent comme suit:

$$ULC = W \left(\frac{L}{Q} \right)$$

où W = taux de salaire
 L = total des heures de main-d'œuvre
 Q = niveau de production

Moffatt³⁴ et Yordan³⁵ ont utilisé cette variable dans leurs équations de prix. Elle implique que le taux de salaire et la productivité du travail aient des effets identiques sur le prix. Wilton et ses collaborateurs³⁶ ont prétendu qu'à court terme le taux de salaire et la productivité du travail mesurée exerceraient un effet différent sur le prix. Dans leur équation de prix, W et $\left(\frac{L}{Q} \right)$ sont des variables distinctes et indépendantes.

Les coûts unitaires réels en main-d'œuvre fluctueront à cause des variations cycliques de la productivité du travail. L'entreprise peut préférer fonder sa décision de prix sur une évaluation des coûts unitaires en main-d'œuvre qui n'inclut que les modifications permanentes de la productivité. Les coûts unitaires normaux de main-d'œuvre représentent une évaluation de ce type. Ils permettent d'isoler les éléments à long terme et les éléments transitoires des coûts. Les entreprises peuvent

³³L'équation (A.8) provient de Courchene, «Inventory Behaviour and the Stock-Order Distinction», p. 140.
³⁴Moffatt, *op. cit.*, p. 258
³⁵Yordan, *op. cit.*, p. 290
³⁶D.A. Wilton, P.R. Andersen and L.H. Officer, «Value Added Price Equations for Canadian Industries» (document inédit, 1967).

On obtient l'équation de forme réduite utilisée pour calculer le niveau souhaité des stocks de produits finis à partir des équations structurelles suivantes³² :

$$\begin{aligned} (A.1) \quad I_t^* &= k_0 + k_1 S_{t+1}^e \\ (A.2) \quad S_{t+1}^e &= S_t \\ (A.3) \quad \Delta I_t &= \Delta I_D^t + \Delta I_P^t \\ (A.4) \quad \Delta I_D^t &= b(I_{t+1}^* - I_{t-1}^t) \\ (A.5) \quad \Delta I_P^t &= c(S_t - S_t^e) \end{aligned}$$

Aux termes de l'équation (A.1), le niveau désiré des stocks à la fin de la période t est une fonction linéaire des expéditions anticipées pour la période $t + 1$. L'équation (A.2) reflète l'hypothèse selon laquelle les prévisions sont statiques. Selon l'équation (A.3), les variations observées des stocks doivent résulter de l'accumulation (investissement) ou de l'utilisation (investissement « négatif »)—désirée ou passive—des stocks. L'équation (A.4) correspond à une application aux stocks du modèle partiel d'ajustement. La variation de stocks désirée représente une certaine fraction ($0 \leq b \leq 1$) de la différence entre le niveau souhaité des stocks à la fin de la période t et leur niveau réel à la fin de la période $t - 1$. Si $b = 1$, la variation souhaitée durant la période t est égale à cette différence. L'équation (A.5) indique dans quelle mesure les expéditions non anticipées doivent être effectuées à même les stocks. Lorsque c tend vers 1, les stocks doivent servir à combler la totalité de l'écart entre les expéditions prévues et réelles (voir note 28).

On peut combiner les équations (A.1) à (A.5) pour obtenir l'équation de forme réduite

$$(A.6) \quad I_t^F = b k_0 + b k_1 S_t + c \Delta S_t + (1 - b) I_{t-1}^F$$

(A.1) représente la forme statique de (A.6). Puisqu'on a identifié k_0 et k_1 , on obtient I_t^F à partir de :

$$(A.7) \quad I_{t+1}^F = k_0 + k_1 S_t.$$

On calcule de la même manière le niveau désiré des stocks totaux. Pour les industries dont la production est exclusivement destinée aux stocks, on emploie une équation identique à (A.6). Pour celles qui produisent sur commande, on modifie l'équation de forme réduite comme suit :

$$(A.8) \quad I_t^A = b d_0 + b d_1 N.O._t + b d_2 U_{t-1} + c \Delta S_t + (1 - b) I_{t-1}^A$$

Dans des conditions d'équilibre, on a encore $S_t = S_{t-1}$ et $I_t^A = I_{t-1}^A$, donc

$$(A.9) \quad I_t^{A*} = \hat{d}_0 + \hat{d}_1 N.O._t + d_2 U_{t-1}.$$

Le niveau désiré des stocks de matières premières, produits transformés et produits finis à la fin de la période t dépend des nouvelles commandes reçues au cours de

³² On trouvera dans l'annexe de cette étude les formes réduites des évaluations.

variation de prix.
²⁹Schultz et Tryon utilisent cette présentation, pp. 281-311.
³⁰Voir L.D. Taylor, S.J. Turnovsky et T.A. Wilson, «Wage, Price, and Productivity Behaviour in the Canadian Manufacturing Sector» (document présenté à la réunion de la Canadian Economics Association, St. John, juin 1971). Les moyennes mobiles sur une durée suffisante pour calculer approximativement un rapport désire entre les stocks et les ventes se traduisent par une perte considérable de marges de libre variation. Pour cette raison, nous n'avons pas utilisé cette méthode dans notre étude.
³¹T.J. Courchene, «Inventory Behaviour and the Stock-Order Distinction: An Analysis by Industry and by Stage of Fabrication with Empirical Applications to the Canadian Manufacturing Sector» (Thèse de doctorat non publiée, Princeton University, 1966).

Quand la valeur de C tend vers 1, la production tend à devenir inélastique à court terme. Les stocks doivent assumer une plus grande part de l'écart entre la demande réelle et la demande prévue. C'est cette fraction du déséquilibre de la demande qu'on ne peut satisfaire qu'en diminuant ou en accumulant les stocks qui est la plus susceptible de se traduire par une variation de prix.

$${}^{28}\text{Si}!X_t = X_D^t + (1 - C)(S_t - S_t^e), \text{ on a } (I_t^+ - I_t^-) = C(S_t - S_t^e).$$

des moyennes mobiles sur diverses durées au lieu de I/ST^{30} . Courchene³¹ a utilisé un modèle aussi simple mais quelque peu plus réaliste pour calculer I^* . Modèle plus réaliste car il tient compte de décalages dans les ajustements et de l'investissement « passif » en stocks. Il permet aussi d'estimer le niveau souhaité des stocks de produits finis (IF^*) et des stocks totaux (IA^*). À partir de ce dernier facteur, on peut obtenir des évaluations comparables du déséquilibre de la demande pour le groupe d'industries dont la production est destinée aux stocks et pour celui qui produit sur commande. Ce dernier groupe d'industries ne détient pas en général de stocks importants de produits finis.

où I/S_T est une valeur tendancielle linéaire de I/S_{29} . D'autres chercheurs ont utilisé

$$[\mathbf{J}_L \mathbf{S}/I - \mathbf{S}/I]_- = (\mathbf{s} \partial - \mathbf{p} \partial)$$

Le stock désiré à la fin de la période t est une fonction des expéditions effectuées pendant ladite période. Le coefficient k est lui-même une fonction du temps. On a donc :

$$I_{*}^t = I_0 + k_1(t) S_t.$$

Une autre hypothèse simple est que :

$$\cdot [(S/I) - S/I] - = (s\partial - p\partial)$$

On a alors

ou k correspond à la valeur moyenne de I/S pendant la période considérée dans le modèle.

$$S_t = I_t^* + k$$

La plus simple est que:

En ce qui concerne la détermination de I^* , on peut avancer plusieurs hypothèses.

Dans les industries dont la production est destinée aux stocks, seules les expéditions fournissent une indication de la demande. La demande est en déséquilibre quand les expéditions réelles diffèrent de ce qu'avaient prévu les entreprises. On peut le constater à l'écart entre les stocks désirés par l'industrie et l'état réel des stocks. Remarquons que $(I_t^* - I_t)$ ne reflète que la fraction de l'écart entre les expéditions réelles et prévues que ne peut pas combler une variation du niveau de production²⁸.

Comme nous l'avons remarqué dans la note 25, les entreprises peuvent souhaiter le maintien d'un niveau donné d'arrivées de commandes. Dans l'hypothèse la plus simple, il existe un rapport désiré entre les arrivées de commandes et les expéditions et ce rapport est égal à la moyenne pour la période. Par conséquent, les évaluations des déséquilibres de la demande décrites ci-dessus peuvent s'exprimer sous forme d'écarts:

$$\left[\frac{U}{S} - \left(\frac{U}{S} \right) \right].$$

Cette formulation sert également pour vérifier l'hypothèse du déplacement de la demande de Schultz²⁶ fondée sur l'observation que les prix sont plus susceptibles d'augmenter en période d'excédents de la demande que de diminuer lorsque la demande est insuffisante.

Certains ont avancé que la relation entre les variations de prix et les déséquilibres de la demande n'est pas linéaire²⁷. Le taux de variation du prix est minimal pour les excédents moins prononcés de l'offre ou de la demande. Lorsque ces excédents s'accroissent, les prix diminuent ou s'élèvent à un rythme croissant. On peut saisir ce phénomène en exprimant (N.O. - S)/P ou $\left[\frac{U}{S} - \left(\frac{U}{S} \right) \right]$ comme des formes du

troisième degré. Dans le cas des industries qui produisent uniquement pour leurs stocks, la méthode suivante permet d'observer les écarts entre l'offre et la demande.

Supposons que $(Q_d - Q_s) - (S - S_e)$ et que $X_t^p = S_e^t + I_t^* - I_t - 1$

Si

$$X_e^t = X_p^t,$$

$$(S - S_e)_t = S_t - X_t + I_t^* - I_{t-1}$$

$$I_t = X_t - S_t + I_t^* - I_{t-1}$$

$$(S - S_e)_t = (I_t^* - I_t).$$

Dans ce cas,

$$Q_d = \text{quantité demandée pendant la période } t$$

$$Q_s = \text{quantité offerte pendant la période } t$$

$$S_t = \text{expéditions réelles pendant la période } t$$

$$S_e^t = \text{expéditions prévues pour la période } t$$

$$X_p^t = \text{production prévue pendant la période } t$$

$$X_t = \text{production réelle pendant la période } t$$

$$I_t^* = \text{stock de produits finis désiré à la fin de la période } t$$

$$I_{t-1} = \text{stock de produit finis à la fin de la période } t-1$$

²⁶C.L. Schultze, «Recent Inflation in the United States», Study Paper No. 1, Joint Economic Committee, Washington, 1959).
²⁷Voir O. Eckstein, «A Theory of the Wage-Price Process in Modern Industry», *Review of Economic Studies* No. 32, (juin 1965) p. 262.

(c) Les évaluations de la pression de la demande fondées sur le comportement de

variables du marché des produits, telles que les arrières de commandes, les nouvelles commandes et les stocks.

Les évaluations de la demande fondées sur les variables du marché du travail vraisemblablement plus de liens avec le taux de variation des salaires qu'avec celui des prix. Pour les industries à trois chiffres qui nous intéressent, on n'obtient généralement pas de mesures fiables de l'utilisation de la capacité de production. Nous utiliserons donc les évaluations des déséquilibres de la demande que l'on peut calculer à partir des stocks, des arrières de commande et des nouvelles commandes²⁴.

On doit d'abord distinguer la production destinée aux stocks et la production pour répondre aux commandes. Dans une industrie qui fonctionne « purement sur commande », on a

$$(D - S) = (N.O. - S) = \Delta U,$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} (D - S)^{t-i} = U_t = \sum_{i=0}^{\infty} (N.O. - S)^{t-i},$$

et

$$S_t = X_t$$

où

$(N.O. - S)_t$ = différence entre les nouvelles commandes et les expéditions durant la période t

U_t = niveau des arrières de commande à la fin de la période t

X = production pendant la période t

ΔU_t = variation du niveau des arrières de commande pendant la période t.

Pour les industries qui ne produisent que sur commande, l'excédent courant (le flux) de la demande correspond à la différence entre les nouvelles commandes et la production. Le résultat des excédents et des insuffisances de la demande connus dans le passé se reflète dans la quantité des arrières de commandes²⁵. L'excédent ou l'insuffisance réel de la demande courante peut donc s'exprimer ainsi: $\frac{N.O. - S}{P}$.

Le résultat des excédents et des insuffisances de la demande dans le passé peut s'écrire, en termes réels, $\frac{S}{U}$ ou $\frac{P}{U}$. Tous les symboles ont été définis précédemment.

²⁴ On trouvera le principal exemple de cette conception dans T.J. Courchene, « An Analysis of the Price-Inventory Nexus with Empirical Application to the Canadian Manufacturing Sector » *International Economic Review* (octobre 1969) pp. 315-336.
 Les données sur les nouvelles commandes, les arrières de commande, les expéditions, les stocks de produits finis et les stocks totaux proviennent de BFS, « Stocks, commandes et expéditions dans les industries manufacturières » Catalogue No. 31-001, numéros divers.
 Les indices des prix des produits sont extraits de BFS « Indices des prix de ventes dans l'industrie », 1956-1968, Catalogue No. 62-528.
²⁵ Un niveau positif des arrières de commande correspondrait à une insuffisance de la demande si les entreprises souhaitent conserver un plus grand montant d'arrière. G.A. Hay a plus approfondi cette hypothèse, voir « Production, Price and Inventory Theory », *American Economic Review*, No. 60 (septembre 1970) pp. 531-545.

19 K.J. Arrow, «Towards a Theory of Price Adjustment» in M. Abramovitz, ed., *The Allocation of Economic Resources* (Stanford, Stanford University Press, 1959), pp. 41-51.
20 D.F. Gordon et A. Hynes, «On the Theory of Price Dynamics» in E. Phelps (ouvrage en collaboration), eds., *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory* (New York, Norton, 1970) pp. 369-393.
21 Yordon, op. cit., p. 290
22 Rippe, op. cit., p. 39
23 C.L. Schultze, «Use of Capacity Measures for Short-run Economic Analysis» *American Economic Review*, Papers and Proceedings, No. 53 (mai 1963) pp. 293-308.

Arrow¹⁹ et Gordon et Hynes²⁰ ont recherché les mécanismes par lesquels un écart entre l'offre et la demande peut se traduire en une variation de prix. Dans la présente section, nous efforcerons de voir comment on peut exprimer (D - S) en terme de quantités observables.

On peut classer les variables de demandes utilisées dans les études antérieures selon trois catégories distinctes, à savoir:

(a) Les évaluations fondées sur la situation de la demande dans le marché du travail. C'est, par exemple, ce type de mesure qu'utilise Yordon²¹ quand il calcule le rapport entre la valeur moyenne de la semaine de travail courante et sa valeur moyenne pendant la période pour indiquer la pression de la demande sur le marché du travail;

(b) Les évaluations de l'utilisation de la capacité de production. Les travaux de Rippe²² et Schultze²³ fournissent un exemple de cette conception;

Code CTI	Titre
112	Conserves et préparation de fruits et légumes
128	Manufacturiers de biscuits
131	Manufacturiers de confiserie
145	Brasseries
174	Fabriques de chaussures
183	Filés et tissus de coton
197	Fabriques de tissus de laine
201	Industrie des textiles synthétiques
231	Industries des bas et chaussettes
239	Industrie des tricots (autres que bas et chaussettes)
243	Industries des vêtements d'hommes
252	Fabriques de placages et contre-plaques
271	Industries des pâtes et papiers
291	Industrie du fer et de l'acier
295	Fonte et affinage
305	Industrie du fil métallique et ses produits
306	Manufacturiers de quincaillerie, d'outils et de coutellerie
311	Manufacturiers de matériel agricole
323	Manufacturiers de véhicules automobiles
325	Manufacturiers de pièces et accessoires d'automobiles
334	Manufacturiers d'appareils électro-ménagers de radio et de télévision
336	Manufacturiers de matériel électrique industriel
338	Manufacturiers de fils et câbles électriques
365	Raffineries de pétrole
374	Manufacturiers de produits médicaux et pharmaceutiques
375	Manufacturiers de peintures et vernis
376	Manufacturiers de savons et de composés de nettoyage

Industries pour lesquelles on a estimé les équations d'ajustement des prix

TABLEAU I

signe de α_1 dépend bien entendu de la définition exacte de la variable du déséquilibre de la demande). Les évaluations de α_2 et α_3 permettent de déduire l'importance relative des coûts en main-d'œuvre et en matières premières à court terme. Si toutes les variations de coûts pendant la période t se reflètent dans des changements de prix durant la même période, la somme de α_2 et α_3 sera égale à 1. Si le taux de change et le prix américain exercent le même effet sur le prix canadien, α_8 ne sera pas très différent de α_7 , et α_9 ne sera pas très différent de α_{10} . Dans la section 11, nous étudierons ces vérifications des hypothèses, ainsi que d'autres tests statistiques. Dans les sections suivantes, nous nous efforcerons d'expliquer la forme exacte des variables explicatives des modèles décrits ci-dessus.

L'ÉCHANTILLON ET LES DONNÉES

On a appliqué les modèles élaborés dans la section 4 à 27 industries manufacturières à trois chiffres. L'évaluation couvre la période 1958-1969. Le choix de la période est limité par le fait qu'on ne dispose pas, avant 1958, de données permettant une évaluation valable des conditions de la demande. On peut estimer des modèles fondés sur des définitions partielles pour des périodes de deux ans plus longues que la période retenue.

Les données sont trimestrielles. L'utilisation des variations procentuelles de trimestre en trimestre permet d'estimer le modèle fondé sur des définitions complètes à partir de 47 données successives.

On a retenu dans l'échantillon les industries pour lesquelles on disposait de toutes les données nécessaires¹⁷. Ce fut notre seul critère de choix de l'échantillon. Les industries retenues représentent environ — en termes de valeur ajoutée — 44 pour cent de l'ensemble des industries manufacturières canadiennes. Le tableau I présente la liste des industries comprises dans l'échantillon.

Dans les cinq sections suivantes, nous expliquerons le traitement appliqué aux variables des modèles d'ajustement des prix de la section 4 afin de les rendre utilisables. Les sources statistiques pertinentes à chaque variable seront indiquées dans des notes de bas de page. Toutes les séries chronologiques utilisées sont désaisonnalisées.

LA DEMANDE

Samuelson¹⁸ a défini la relation entre le déséquilibre de la demande et la variation du prix comme suit:

$$\frac{dP}{dt} = F(D - S) \text{ avec } F(O) = O, F' > O$$

où

D = demande

S = offre

P = prix de vente

¹⁷ Dans trois cas, on n'a pas pu obtenir les prix de gros américains correspondants. Néanmoins, on a inclus les industries dans l'échantillon. C'est le seul cas où le critère de choix ne fut pas respecté.
¹⁸ P. A. Samuelson, *Foundations of Economic Analysis*, (New York, Atheneum, 1965) p. 263.

16 P.M. Dunn, «Flexible Exchange Rates and Oligopoly Pricing: A Study of Canadian Markets», *Journal of Political Economy* No. 78 (janvier-février 1970) pp. 140 à 151.

On peut maintenant utiliser ces modèles pour vérifier les hypothèses théoriques formulées dans la présente section et dans la section 2. Si les marges brutes sont sensibles aux changements des conditions de la demande, α_1 sera significatif (le

intérieurs et étrangers influençant le processus d'ajustement des prix.
(c) Les équations (10a) et (13), des modèles qui tiennent compte des facteurs fonction des droits de douane,
(b) Les équations (9a) et (12) représentent le modèle de fixation des prix en d'une majoration calculée pour maximiser le profit du producteur intérieur,
(a) L'équation (9) représente le modèle d'établissement des prix en fonction

Nous avons bâti dans cette section trois modèles fondamentaux d'ajustement des pourcentage de la variance de $\frac{\Delta P}{P}$ expliqué par le modèle.

que, dans le modèle (13) par exemple, l'omission du terme $\frac{\Delta PUS}{PUS}$ ne réduise pas le indication disponible de l'intensité de la concurrence internationale. Ceci suppose entreprise américaine. Dans ce cas, la variation du taux de change représente la seule Dans certaines industries, le concurrent étranger pertinent peut ne pas être une

$$0 < \alpha_{10} < 1.$$

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_1 D + \alpha_2 \frac{\Delta ULC}{ULC} + \alpha_3 \frac{\Delta UMC}{UMC} + \alpha_9 \frac{\Delta PUS}{PUS} + \alpha_{10} \frac{\Delta R}{R} \quad (13)$$

et l'équation (10) devient:

$$0 < \alpha_8 < 1.$$

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_7 \frac{\Delta PUS}{PUS} + \alpha_8 \frac{\Delta R}{R} \quad (12)$$

additionnelle. L'équation (9) doit alors s'écrire:

tenir compte de ce fait, on a ajouté le taux de change comme variable explicative soutenait que ce comportement serait confiné aux industries d'oligopole. Afin de change normal serait susceptible d'entraîner une réaction des prix. En outre, Dunn autour d'un taux normal. Seule une modification des attentes relatives au taux de comme «permanents», et les fluctuations du taux de change comme des variations pendant une partie de la période de l'échantillon, on a considéré les prix américains Les travaux de Dunn¹⁶ ont permis dans une certaine mesure de constater que, au coefficient du taux de variation des prix américains.

Le coefficient du taux de variation du taux de change doit, par définition, être égal

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_1 D + \alpha_2 \frac{\Delta ULC}{ULC} + \alpha_3 \frac{\Delta UMC}{UMC} + \alpha_6 \left(\frac{\Delta PUS}{PUS} + \frac{\Delta R}{R} \right) \quad (10a)$$

et (10) peut s'écrire:

$$\frac{\Delta R}{R} = \text{taux de change du prix du dollar américain en dollars canadiens.}$$

où

Si la droite exprimant le coût marginal est au-dessus de HJ, l'intersection avec le revenu marginal est indéterminée. Le prix s'établira à OC, auquel correspond une production OJ. Une augmentation de P^w (soit le prix américain pertinent) déplace vers le haut la courbe et le prix canadien. Des variations modérées de la demande ou des coûts intérieurs n'ont aucun effet sur le prix canadien. La fixation des prix strictement en fonction des droits de douane implique donc:

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_s \frac{\Delta PUS}{PUS} \quad 0 < \alpha_s \leq 1 \quad (9)$$

où PUS = indice des prix de gros dans l'industrie américaine correspondante. Si on suppose que, dans une industrie donnée, les prix sont établis à la fois en fonction des majorations et des droits de douane, (8) peut alors s'écrire:

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_1 D + \alpha_2 \frac{\Delta ULC}{ULC} + \alpha_3 \frac{\Delta UMC}{UMC} + \alpha_6 \frac{\Delta PUS}{PUS} \quad (10)$$

Remarquons toutefois que plus on définit les industries avec précision, moins le comportement fondé sur la combinaison de deux facteurs, tel qu'on le postule dans (10), est probable. Ou bien le modèle (8) prévaudra (α_6 ne sera pas significatif), ou bien le modèle (9) prévaudra (α_1, α_2 et α_3 ne seront pas significatifs).

Les modèles (9) et (10) impliquent que le produit en cause soit homogène. Si le produit intérieur diffère de son produit concurrent importé, la courbe de la demande pour le produit du producteur canadien sera de forme normale. Une augmentation du prix du produit importé déplace cette courbe vers l'extérieur et les majorations s'en trouvent accrues. En supposant que les produits sont hétérogènes, on peut écrire l'équation (7) comme suit

$$\frac{\Delta E}{E} = k_1 D + k_2 \frac{\Delta PUS}{PUS} \quad (11)$$

où $k_1 > 0$ et $k_2 > 0$.

Si on remplace (11) par sa nouvelle expression dans (8), on obtient l'équation (10). L'équation fondamentale d'ajustement des prix (10) est donc compatible, soit avec une combinaison des concepts de majoration et de «droits de douane», soit avec l'établissement des prix en fonction de majorations si le produit canadien se différencie des importations. C'est seulement dans ces conditions que tous les coefficients $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_6$ ne seront pas nuls.

Pendant la période couverte par l'échantillon, le Canada a maintenu un taux de change flottant. Les variations du taux de change affectent le degré de protection douanière dont jouissent les producteurs intérieurs, et, donc, leurs marges¹⁵. Si les fluctuations du taux de change entraînent les mêmes réactions de la part des entreprises canadiennes que les modifications des prix américains, (9) peut s'écrire simplement:

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_s \left(\frac{\Delta PUS}{PUS} + \frac{\Delta R}{R} \right) \quad (9a)$$

¹⁵ Voir, par exemple, l'équation de prix calculée pour l'industrie automobile par D.A. Wilton, dans «An Econometric Model of the Canadian Automobile Manufacturing Industry», Discussion Paper No. 14, Institute for Economic Research, Queen's University, 1970.

variables sont constants, le coût marginal et le coût unitaire variable seront bien entendu identiques. De la même manière, l'entreprise peut considérer que le degré de déséquilibre de la demande indique un transfert au sein de la structure de la demande. Un déplacement exogène parallèle de la structure de la demande implique une baisse de e et une augmentation de E . Ainsi, on estime qu'un excédent de la demande va de pair avec un accroissement des majorations et qu'une diminution de la demande s'accompagne d'une réduction des majorations¹³.

L'entreprise peut adopter comme base de décision

$$\frac{dE}{dE} = k_1 \quad D \quad k_1 > 0 \tag{7}$$

où D = déséquilibre de la demande.

Avec les différentielles, on peut maintenant écrire l'équation (6) comme :

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_1 D + \alpha_2 \frac{\Delta ULC}{ULC} + \alpha_3 \frac{\Delta UMC}{UMC} \tag{8}$$

où

$$\alpha_1 = k_1$$

$$\alpha_2 = E \cdot \frac{P}{ULC}$$

$$\alpha_3 = E \cdot \frac{P}{UMC}$$

$$\alpha_2 + \alpha_3 = 1.$$

Remarquons que l'on peut évaluer (8) comme :

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_1 D + \alpha_4 \left[\frac{ULC}{P} \cdot \frac{\Delta ULC}{ULC} + \frac{P}{UMC} \cdot \frac{\Delta UMC}{UMC} \right] \tag{8a}$$

où $\alpha_4 = E$. Les coefficients de pondération assignés à $\Delta ULC/ULC$ et $\Delta UMC/UMC$

correspondent à la part respective des coûts en main-d'œuvre et en matières premières dans la valeur du produit, pour un volume de production «normal». Cette précision permet de disposer d'un degré supplémentaire de libre variation, mais elle ne nous dit rien de l'importance relative des variations à court terme des coûts en main-d'œuvre et en matières premières. Par conséquent, bien que plusieurs évaluations de (8a) figurent dans le tableau IV à titre d'exemple, notre étude se concentrera sur le modèle (8).

L'équation (8) décrit l'établissement des prix en fonction de majorations correspondant au profit maximal dans une économie fermée. Toutefois, on devra modifier le modèle si l'on veut qu'il reflète certains aspects de la détermination des

¹³ Joan Robinson a remarqué qu'un déplacement exogène de la structure de la demande serait très vraisemblablement associé à une élasticité décroissante de la demande; cf. *The Economics of Imperfect Competition* (MacMillan, Londres, 1933), pp. 70-71. Remarquons cependant que pour une fonction linéaire logarithmique de la demande, tout déplacement n'a aucun effet sur e , et donc sur les majorations.

W.R. Moffat a employé l'hypothèse selon laquelle l'excédent de la demande indique une variation de l'élasticité de la demande et des majorations; cf. les équations de prix décrites dans «Taxes in the Price Equation: Textiles and Rubber», *Review of Economics and Statistics*, No. 52 (août 1970) pp. 253-261. M. K. Evans considère la diminution de l'élasticité de la demande due à des déplacements exogènes parallèles de la structure de la demande comme une explication de l'inflation «par les profits». Voir *Macro-economic Activity* (New York, Harper & Row 1969) pp. 290-300.

Pour formuler l'équation (6), on suppose que les entreprises considèrent les coûts unitaires variables comme un indicateur des coûts marginaux. Si les coûts unitaires

$$\frac{dP}{P} = E \cdot \frac{U_{LC}}{U_{LC}} \frac{P}{dU_{LC}} + E \cdot \frac{U_{MC}}{U_{MC}} \frac{P}{dU_{MC}} + \frac{dE}{E} \quad (6)$$

ou

$$\frac{dP}{P} = \frac{P}{E} dU_{LC} + \frac{P}{E} dU_{MC} + \frac{dE}{E} \quad (5)$$

(3) devient alors:

U_{MC} = coût unitaire en matières premières
 U_{LC} = coût unitaire de main-d'œuvre

où

$$MC = U_{LC} + U_{MC} \quad (4)$$

Supposons que

$$\frac{dP}{P} = \frac{P}{E} dMC + \frac{dE}{E} \quad (3)$$

puis on divise les deux membres par P pour obtenir:

$$dP = E dMC + MC dE \quad (2)$$

On calcule la dérivée totale:

MC = coût marginal;

e = élasticité-prix de la demande et

$$E = \frac{e}{e+1}, e < -1;$$

ou

$$P = E (MC) \quad (1)$$

la notion de maximisation du profit,

L'équation fondée sur les majorations, que nous utilisons, est très compatible avec une grande fraction des coûts totaux.

est particulièrement appropriée aux industries où les coûts variables représentent le prix est égal aux coûts variables majorés d'un certain montant. Cette hypothèse que L'équation d'ajustement des prix calculée ci-dessous se fonde sur l'hypothèse que

LE MODÈLE

générales n'affectait pas lesdites conditions de la demande.

dans une industrie donnée si l'application des politiques monétaire et fiscale destinées à rendre les marges brutes plus sensibles aux conditions de la demande et de la demande sur les marchés individuels. Il serait vain d'élaborer des politiques On doit également examiner la relation entre les conditions de la demande globale de la demande.

(c) permet, grâce à une comparaison interindustrielle, de voir s'il existe un lien court terme des coûts,

(b) mesure l'importance de ces effets de la demande par rapport aux effets à demande,

(a) distingue quelles industries de l'échantillon ont des marges sensibles à la

Notre étude fournit une base pour l'évaluation d'une telle politique car elle:

D : déséquilibre de la demande

$\frac{\Delta W}{W}$: taux de variation des salaires nominaux

$\frac{\Delta M}{M}$: taux de variation des prix des matières premières

$\frac{\Delta IPC}{IPC}$: taux de variation de l'indice des prix à la consommation pour l'ensemble de l'économie

U : Taux de chômage

Les équations (1) et (2) résument les facteurs déterminants du taux de variation des prix sur un marché donné. Une réduction de la demande globale peut affecter le taux de variation des prix sur ce marché de trois façons. Si la demande globale décroît, le taux de variation des prix des matières premières peut devenir négatif ($\frac{\Delta M}{M} < 0$). Ackley a relevé cet effet¹². Il l'attribue à l'inélasticité de l'offre de nombreuses matières premières. Lorsque la demande globale diminue, le chômage croît et le taux de variation des salaires nominaux tend à devenir nul ou négatif ($\frac{\Delta W}{W} > 0$). Si les marges sont sensibles aux conditions de la demande, une baisse de

la demande exercera un effet négatif supplémentaire sur $\frac{\Delta P}{P}$. D'un autre côté, si les

marges ne réagissent pas aux changements des conditions de la demande, les variations de la demande globale n'affectent le taux de fluctuation des prix sur un marché donné que dans la mesure où elles entraînent une modification des coûts. Si, sur un marché donné, la politique de prix des entreprises a pour but d'éliminer les importations, ni les coûts ni la demande n'affecteront le taux de variation des prix à court terme. Hormis une action sur le taux de change, les pouvoirs publics ne disposent d'aucun moyen pour modifier le taux de variation des prix sur ce marché. Pour l'échantillon d'industries considéré dans notre étude, c'est ce type de comportement qui prévaut. Ceci indique dans une certaine mesure les limitations des politiques macro-économiques eu égard au contrôle de l'inflation.

Dans les industries où les coûts et/ou la demande exercent des effets significatifs à court terme, il peut arriver que la rigidité des marges aille de pair avec la concentration du marché. Une politique opposée aux fusions et aux oligopoles tendrait à accroître le nombre d'industries où les conditions de la demande affectent les marges brutes. Une réduction donnée de la demande globale se traduirait alors par un ralentissement relativement plus marqué du taux de variation des prix. L'incompensabilité décrite par Phillips entre le chômage et l'inflation deviendrait plus acceptable.

¹²G.G. Ackley, «Administered Prices and the Inflationary Process», *American Economic Review* (mai 1959) pp. 419-430.

¹ Pour une analyse empirique de cette situation, voir R.R. Neild, «Pricing and Employment in the Trade Cycle» Study of British Manufacturing Industry, 1950-1961 (London, Cambridge University Press, 1964) pp. 10-11, et W.J. Yordon, «Industrial Concentration and Price Flexibility in Inflation; Price Response rates in Fourteen Industries, 1947-1958», *Review of Economics and Statistics* (août 1961), p. 292. On trouvera des résultats opposés dans C.L. Schultze et J.L. Tryon, «Prices and Wages», in J.S. Duesenberry et al. eds., *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States* (Chicago, Rand McNally & Co., 1965) pp. 281-311.

$\frac{\Delta P}{P}$: taux de variation du prix de vente dans l'industrie

$$\frac{\Delta W}{W} = b_0 + b_1 \frac{\Delta IPC}{IPC} + b_2 U \tag{2}$$

$$\frac{\Delta P}{P} = a_0 + a_1 D + a_2 \frac{W}{M} + a_3 \frac{M}{M} \tag{1}$$

Le modèle simple décrit ci-dessous permet d'exprimer ces problèmes de politique économique en fonction de notre contexte.

Au cours des 25 dernières années, la politique économique a eu pour objectif principal le maintien d'un taux d'emploi élevé et d'une stabilité générale du niveau des prix. À cette fin, on a utilisé des politiques monétaires et fiscales destinées à modifier la demande globale. On peut généraliser nos résultats concernant les facteurs déterminants du comportement des prix sur les marchés individuels afin de fournir des grandes lignes d'orientation à ceux qui élaborent les politiques économiques, et ce, à deux égards:

(a) la latitude dont disposent les autorités canadiennes du point de vue du contrôle du taux de variation des prix sur les marchés individuels par le truchement de leur action sur la demande globale,

(b) l'efficacité d'une politique d'intensification de la concurrence sur les marchés des produits dans le but de déplacer la courbe de Phillips vers l'origine.

PROBLÈMES DE POLITIQUE ÉCONOMIQUE

absorberont les hausses des coûts en main-d'œuvre à court terme. Ces augmentations ne seront transférées à d'autres agents économiques que quand les concurrents étrangers auront connu des accroissements de coûts similaires et auront dû eux aussi augmenter leurs prix. Donc, à court terme, les coûts en main-d'œuvre n'exerceront qu'un effet relativement mineur sur les prix dans les industries qui subissent la concurrence (réelle ou potentielle) des produits importés. Les prix des matières premières sont généralement plus sujets à variation que les taux de salaire. Les variations de prix des matières premières exercent également un effet moins immédiat sur les coûts de production. À court terme, leur effet sur le prix du produit peut donc être moins que proportionnel¹. Ici encore, l'étude de la situation canadienne suggère un point de vue opposé. Les augmentations de prix de nombreuses matières premières se manifesteront de façon internationale. Les producteurs canadiens peuvent les transférer immédiatement à d'autres agents économiques car ils savent que leurs concurrents étrangers ont connu des hausses de coûts similaires.

l'accès au marché. Les coûts pertinents peuvent correspondre à ceux de la firme prééminente eu égard aux prix, à ceux de la firme la plus efficace ou à des normes, communiquées par une association commerciale⁶. On évite la concurrence en limitant les variations de prix à ce que justifient les variations de ces coûts.

Moins l'interdépendance entre les firmes est prononcée, plus celles-ci seront incitées à réduire leurs marges quand la demande est faible et à les augmenter lorsqu'il y a un excédent de la demande. S'il en est ainsi, nous pourrions le vérifier avec une comparaison interindustrielle des équations d'ajustement de prix estimées. Pour tout degré de concentration du marché donné, l'incitation à ajuster les marges sera vraisemblablement plus forte dans le cas des industries produisant des biens non durables. En effet, les producteurs de tels biens auront moins tendance à accumuler des stocks lorsque la production est supérieure à la demande. Le caractère périssable des biens et les modifications de présentation peuvent contraindre ces industries à maintenir des marges plus souples que celles des producteurs de biens durables.

(b) *Facteurs internationaux*: Les changements d'intensité de la concurrence internationale peuvent affecter les marges réalisées par les producteurs canadiens à court terme. Dans la mesure où les prix des entreprises canadiennes sont destinés à combattre les importations, ces prix doivent réagir aux fluctuations des prix au Canada des produits étrangers correspondants. Nous étudierons dans la section 4 un des mécanismes possibles de cette réaction, en supposant que les prix établis pour éliminer les importations sont une caractéristique de l'oligopole⁷. En outre, on n'observera évidemment un tel comportement que dans les industries où la concurrence des importations est réelle ou potentielle.

(c) *Coûts*: À cet égard, nous nous concentrerons sur les méthodes d'évaluation de certains coûts, et sur l'importance générale des coûts à court terme. Les équations d'ajustement de prix indiqueront l'importance des coûts unitaires «réels» de main-d'œuvre par rapport aux coûts «normaux» en tant que base de décision de prix. De plus, on pourra vérifier l'hypothèse d'Eckstein et Fromm selon laquelle les industries d'oligopole tendent à se fonder sur les coûts unitaires «normaux» de main-d'œuvre tandis que les industries concurrentielles tendent à considérer les coûts unitaires «réels»⁸. Les variations des coûts en main-d'œuvre peuvent servir d'indicateurs d'une modification des prix et donc exercer un effet à court terme sur les prix qui est sans proportion avec la part des coûts en main-d'œuvre dans la valeur du produit⁹. Ce type d'évolution est aussi caractéristique de l'oligopole. Certains chercheurs qui ont étudié la situation du Canada avancent un point de vue opposé¹⁰. Pour eux, les producteurs canadiens

⁶ On trouvera un exemple d'utilisation de normes de coûts et de majorations en vue de faciliter la coordination de l'oligopole dans Canada, Restrictive Trade Practices Commission, «Report Concerning the Manufacture, Distribution and Sale Of Paperboard Shipping Containers and Related Products» (Ottawa, Imprimeur de la Reine) 1962 pp. 195-212.
⁷ Voir H.C. Eastman et S. Stykolt, *The Tariff and Competition in Canada* (Toronto, MacMillan, 1967) pp. 32-40.
⁸ O. Eckstein et G. Fromm, «The Price Equation» *American Economic Review*, No. 58, décembre 1968, p. 1166.
⁹ Voir R.D. Rippe, «Wages, Prices, and Imports in the American Steel Industry» *Review of Economics and Statistics* No. 52 (février 1970) p. 40.
¹⁰ S.J. Turnovsky et T.A. Wilson, *Le processus inflationniste dans le secteur manufacturier nord-américain*. Rapport préparé pour la Commission des prix et des revenus. (à paraître)

11. Cette section contient également une comparaison interindustrielle des évaluations obtenues. Enfin, dans la section 12, nous examinerons les implications de nos résultats du point de vue de la politique économique.

PROBLÈMES THÉORIQUES

On peut classer les facteurs qui déterminent l'évolution des prix en facteurs tenant à la demande, aux phénomènes internationaux, aux coûts en main-d'œuvre et aux coûts en matières premières. Nous examinerons successivement les problèmes théoriques posés par chacune de ces catégories.

(a) *La demande*: Le rôle des conditions de la demande dans la détermination des marges brutes à court terme a suscité certaines controverses. Selon la théorie néoclassique de l'entreprise, les marges seront sensibles, dans des conditions de concurrence parfaite comme dans des conditions de monopole, aux transferts qui affectent la structure de la demande. Au contraire, pour les tenants de la théorie du «coût total», les déséquilibres de la demande ne font pas varier les marges.

«Ceci ne veut pas dire que les prix de ces biens n'auront pas tendance à diminuer pendant les récessions et à s'élever durant les expansions, mais simplement qu'ils ne tendront pas à décroître ou à augmenter plus que les coûts en salaires et en matières premières².»

et
«(Les prix) varieront si les coûts en salaires et en matières premières changent substantiellement, et non en réaction à des transferts modérés ou temporaires de demande³.»

Selon l'analyse qui suit, les marges sont plutôt sensibles aux variations de la demande dans le secteur des entreprises manufacturières. Pour un certain nombre de raisons, on estime que les marges ou les prix sensibles à la demande ne seront tels que dans les industries relativement peu concentrées. Les oligopoles se caractérisent par des marges rigides. La théorie de l'établissement des prix au coût total avancée par Hall et Hitch repose largement sur une demande exprimée par une courbe dans le cas de l'oligopole⁴. Un transfert de demande survenant au sein d'une telle structure ne modifie pas nécessairement le prix pour lequel le profit est maximal, si la courbe inhérente à l'oligopole ne se déplace pas. Hefflebower a proposé d'autres arguments selon lesquels les pratiques fondées sur le coût total s'appliquent à l'oligopole⁵. Une majoration fixe ajoutée aux coûts permettra de résoudre plus facilement le problème de la coordination de l'oligopole du point de vue de l'entreprise prééminente, des ententes ou de la limitation de

²R.L. Hall et C.J. Hitch, «Price Theory and Business Behaviour» in T. Wilson et P.W.S. Andrews, eds., *Oxford Studies in the Price Mechanism* (Oxford, Oxford University Press, 1951) pp. 31-32. On trouvera un excellent résumé de la théorie du coût total dans R. Hefflebower, «Full Costs, Cost Changes and Prices», National Bureau of Economic Research, (Universities, Princeton University Press, 1955, pp. 361-396.
³Hall et Hitch, p. 33.
⁴*Ibid*, pp. 23-24.
⁵Hefflebower, *op. cit.*, pp. 376-377. On trouvera un résumé des analyses les plus récentes dans F.M. Scherer, *Industrial Structure and Economic Performance* (Chicago, Rand McNally, 1970) pp. 173-179.

AJUSTEMENT À COURT TERME DES PRIX DANS LE SECTEUR DES INDUSTRIES MANUFACTURIÈRES AU CANADA

D. G. McFetridge

INTRODUCTION

La présente étude a pour objet l'analyse systématique des facteurs qui déterminent le taux de variation des prix de vente dans les diverses industries manufacturières du Canada. Nous accorderons une importance particulière aux déterminants immédiats du taux de fluctuation des prix. En d'autres termes, notre analyse porte essentiellement sur la courte période. Nous utiliserons un modèle économétrique à une équation, en l'appliquant à 27 industries manufacturières à trois chiffres¹. Sur la base d'une comparaison multi-sectorielle des 27 modèles d'ajustements des prix estimés, on peut avancer certaines conclusions quant à l'effet de la structure du marché sur le processus d'ajustement des prix.

Dans la section 2, nous examinerons les problèmes théoriques posés par notre étude. La section 3 a pour objet de voir en quoi notre analyse est pertinente eu égard à la politique économique. La section 4 décrit le calcul du modèle et toutes les hypothèses a priori qui en découlent. Dans la section 5, nous étudierons l'échantillon d'industries retenu aux fins de notre analyse, ainsi que d'autres aspects de la collecte des données. Les sections 6, 7, 8 et 9 définissent la demande, les coûts en main-d'œuvre, les coûts en matières premières et produits intermédiaires et les facteurs internationaux. Dans la section 10, nous proposerons le concept du prix réel ou prix de transaction. Ceci nous permettra d'évaluer les modèles d'ajustement des prix qui expriment le taux de variation des prix de vente cotés ou des prix de vente réels. L'évaluation des modèles d'ajustement des prix fait l'objet de la section

¹ Le système de classification est expliqué dans BFS 12-501 *Classification des activités économiques*

Variable dépendante	Variable de régression	t	r simple	R ² corrigé
GHM 1961	PS	3.03	0.3971	0.141
GHM 1968	PS	2.96	0.3903	0.135
GMA 1961	PS	1.96	0.2693	0.054
GMA 1968	PS	1.90	0.2625	0.050
QV/HT	PS	0.03	0.0049	—
QV/TE	PS	—0.39	—0.0563	—
GHM — QV/HT	PS	—0.37	—0.0527	—
GMA — QV/TE	PS	0.32	0.0455	—

Salaires et pouvoir des syndicats

TABLEAU XVIII

Les deux mesures du niveau des salaires, GMA et GHM, ont une corrélation positive avec PS, mais tel n'est pas le cas de leurs taux de croissance. En fait, ni les gains de productivité, ni l'excédent des hausses de salaires sur ces gains ne sont liés à PS. Le tableau XVIII indique les résultats obtenus à cet égard.

Variable dépendante	Variable de régression	t	r simple	R ² corrigé
PS	In DE	1.28	0.1798	0.013
PS	In Ce	—1.53	—0.2137	0.026
PS	VE 1968	2.31	0.3134	0.080

Pouvoir des syndicats et variables-substituts du pouvoir de marché

TABLEAU XVII

marquées dans les industries à forte concentration que dans les industries où la concentration est faible.

Pour ce qui est de la longue période (de cinq à huit ans), les tests statistiques confirment nettement l'hypothèse du pouvoir de marché² eu égard à la dimension des firmes et à leur concentration. Si on retient les R^2 et les erreurs-type comme critères de la sensibilité des prix, les industries à forte concentration et abritant de grandes entreprises apparaissent moins sensibles aux conditions du marché.

Les conclusions relatives à la réaction cyclique sont probablement trop catégoriques car la période étudiée ne recouvrait que très peu de variations cycliques marquées. Les statistiques à venir pour la période allant de la mi-1969 à la mi-1971 permettront une vérification utile de ces conclusions quant au comportement des prix dans l'industrie pendant une période de ralentissement de l'activité économique. Mais, sur la base de nos résultats, on peut raisonnablement conclure que ni la grande dimension des entreprises ni la forte concentration ne sont très susceptibles, à elles seules, de causer ou d'accentuer les flambées périodiques d'inflation; la concentration élevée devrait seulement limiter la capacité de l'économie de retrouver un nouvel équilibre (avec un niveau général des prix inférieur) pendant une période de récession.

D'un autre côté, les responsables de la politique économique devraient considérer les deux aspects du pouvoir de marché lorsqu'ils sont aux prises avec le phénomène de l'inflation structurelle. Mais nos résultats n'indiquent ni dans quelle mesure la rigidité des prix attribuable au pouvoir de marché explique l'inflation structurelle, ni si la tendance du pouvoir de marché à causer de l'inflation structurelle s'accroît ou non. L'étude de cette dernière question exigerait des évaluations du pouvoir de marché pour des périodes antérieures. Quant au premier aspect, il nécessiterait l'évaluation d'autres causes de l'inflation structurelle, comme celles qui tiennent aux mécanismes d'ajustements régionaux au Canada, afin d'obtenir une vision plus complète de l'évolution de l'économie canadienne.

REMARQUES SUR LE POUVOIR DES SYNDICATS

L'analyse multi-sectorielle de la section 6 confirme l'existence d'un lien marqué entre les variations des prix à long terme et l'excédent des gains salariaux sur les augmentations de productivité et d'une relation moins sensible entre ces variations et les gains salariaux en tant que tels. Dans cette brève section, nous indiquerons les résultats de quelques régressions multi-sectorielles supplémentaires effectuées afin d'évaluer l'effet du pouvoir des syndicats sur ce lien.

On a mesuré le pouvoir des syndicats (PS) à la proportion de la main-d'œuvre totale couverte par les conventions collectives, telle qu'évaluée dans l'enquête du Ministère du Travail sur les conditions de travail dans l'industrie canadienne (1968). L'enquête indique cette proportion pour 57 des 90 industries de notre échantillon initial, et les résultats figurant ci-après s'appliquent à cet échantillon plus restreint. Il est assez intéressant de constater que PS n'est en corrélation ni avec $\ln DE$, ni avec $\ln Ce$, mais qu'il tend à augmenter avec l'importance des industries (mesurée par la valeur des expéditions en 1968). Le tableau XVII présente un résumé de nos résultats.

jouissent de meilleurs taux de rendement du capital, mais, dans le cas de RK/S, cette source d'erreur se trouve contrebalancée dans la mesure où ces entreprises versent également des salaires plus élevés. Les régressions appliquées aux niveaux de salaires en fonction des deux variables de pouvoir de marché pour 1961 et 1969 le confirment.

Les industries dont les entreprises disposent d'un pouvoir de marché ont eu tendance à verser des salaires plus élevés au début et à la fin de la période 1961-1969. Mais on devrait également remarquer que, aussi bien pour la dimension que pour la concentration des entreprises et pour GHM que pour GAA, l'écart entre les salaires a tendu à se réduire au cours de la période.

L'évolution des salaires pendant la période présente une caractéristique encore plus remarquable: de 1961 à 1969, les gains de productivité, exprimés par QV/TE ou par QV/HT, n'ont guère influencé les variations des salaires. Il semblerait que le degré d'utilisation du capital soit plus important du point de vue des niveaux de salaires en 1961 et 1969. Cette dernière relation, indiquée par les régressions des niveaux de salaires avec RK/S et RK/TE, pourrait traduire seulement le fait que les emplois exigeant des qualifications plus élevées, donc mieux rémunérés, sont plus nombreux dans les industries qui utilisent beaucoup de capital.

Lors de l'examen des résultats concernant les niveaux des salaires et leurs variations, on devrait avoir présentes à l'esprit les limitations qui affectent les séries du recensement sur les salaires, indiquées dans la section 2, ainsi que les résultats assez décevants de ces séries pour ce qui est d'expliquer les fluctuations des prix relatifs. Cependant, ces limitations ne revêtent vraisemblablement qu'une importance mineure dans les comparaisons des augmentations de salaires pour des périodes aussi longues que huit ans.

RÉSUMÉ ET CONCLUSIONS

Compte tenu des limites tenant à la qualité des données utilisées, à la période considérée et à l'échantillon d'industries étudié, les résultats indiqués dans les précédentes sections permettent les conclusions suivantes.

- (a) *Réaction cyclique*: Les grandes entreprises réagissent aux fluctuations globales de l'activité économique de façon asymétrique et anti-cyclique; elles sont plus longues que les petites entreprises à augmenter leurs prix durant les périodes de forte pression de la demande, mais elles ne réagissent guère différemment pendant les périodes où la pression de la demande s'affaiblit.
- Dans les industries à forte concentration, le schéma de réaction est lui aussi asymétrique et anti-cyclique. Mais il existe une différence: si les prix de ces industries sont rigides durant les périodes de ralentissement de la demande, ils se comportent «normalement» au cours des périodes d'expansion.
- (b) *Sensibilité des prix*: En ce qui concerne la sensibilité des prix aux conditions du marché à court terme (c'est-à-dire pour une période d'un an), nos résultats sont équivoques. Selon les R^2 des régressions multi-sectorielles de prix, les grandes entreprises sembleraient nettement moins sensibles que les petites entreprises, tandis que la concentration ne jouerait apparemment aucun rôle. D'un autre côté, si on la retient comme critère de la sensibilité, la concentration semblerait fournir les résultats les moins satisfaisants et la dimension des firmes n'aurait pas d'importance.
- Cette source d'ambiguïté tient à ce que la variabilité de la variable dépendante affecte les R^2 et les erreurs-type. Les variations d'année en année des prix relatifs des grandes entreprises, indiquées par l'indice des prix de vente dans l'industrie, sont moins prononcées que celles observées pour les petites entreprises; et elles sont plus

TABLEAU XVI (Fm)

Variable dépendante	Variable explicative	Coefficient de régression	Statistique t	Constante	Statistique t	R ²
GAA 69/1	In DE	-0.018	-2.28	1.64	34.79	0.05
"	In Ce	0.025	2.18	1.47	42.71	0.04
GHM 69/1	QV/HT 69/1	0.107	2.40	1.39	23.17	0.05
GMA 69/1	QV/TE 69/1	0.047	1.06	1.46	24.62	0.00
GHM 61	MCE 61	0.54	2.87	1.06	4.29	0.07
"	RK/TE 61	57.49	6.34	1.49	27.58	0.31
"	RK/S 61	0.24	4.35	1.51	21.85	0.17
GHM 69	MCE 69	0.98	3.54	1.41	3.85	0.11
"	RK/TE 69	62.54	7.58	2.24	29.64	0.39
"	RK/S 69	0.41	5.38	2.24	23.07	0.24
GMA 61	MCE 61	0.0014	3.66	0.002	4.17	0.12
"	RK/TE 61	0.15	7.93	0.003	31.36	0.41
"	RK/S 61	0.0006	5.72	0.003	24.02	0.26
GMA 69	MCE 69	0.0022	3.82	0.003	4.19	0.13
"	RK/TE 69	0.15	8.70	0.005	33.67	0.46
"	RK/S 69	0.0010	6.21	0.005	25.58	0.30

Remarque: Hormis MCE, défini dans la section 4, et RK, défini dans la section 6, tous les autres symboles ont été définis dans la section 2

Le lien entre le pouvoir de marché et les gains de productivité (mesuré par QV/TE ou par QV/HT) s'avère un peu plus marqué; il n'est pas non plus significatif au niveau de cinq pour cent, mais il explique probablement l'évolution des prix plus favorable aux industries où le pouvoir de marché existe. Apparemment, les coûts unitaires en matières premières, CLM, n'expliquent pas cette évolution car ils n'ont qu'un lien très faible avec $\ln DE$ et $\ln Ce$.

Il est assez surprenant de constater que les marges ajoutées aux coûts d'exploitation, MCE, ne sont fortement liées à aucune des deux sources de pouvoir de marché; on ne devrait toutefois pas oublier que MCE n'exprime pas le rendement du capital. Les entreprises qui disposent d'un pouvoir de marché pourraient très bien jouer également de taux de roulement supérieurs de la production par rapport au capital.

Le concept de taux d'utilisation du capital présente un certain intérêt lorsque l'on envisage l'ensemble du pouvoir de marché du triple point de vue des salaires, de la productivité et des prix. On définit habituellement ce concept comme le rapport entre le capital et la main-d'oeuvre utilisés; mais le recensement des manufactures ne fournit de données ni sur le capital utilisé, ni sur les immobilisations. On en est réduit à considérer RK, le rendement du capital, en fonction des rémunérations de la main-d'oeuvre (S) ou d'une évaluation peu satisfaisante des intrants en main-d'oeuvre (TE). Sur la base des données du recensement, on peut écrire $RK = VE - (MP + S)$; cette expression est sujette aux limitations notées dans la section 4 à propos de MCE.

Les niveaux de RK/S et de RK/TE en 1961 et 1969 indiquent un lien assez marqué avec la dimension et la concentration des entreprises. Dans les deux cas, la relation est biaisée dans la mesure où les firmes disposant d'un pouvoir de marché

TABLEAU XVI

Tendances de 1961 à 1969, divers indices économiques, 90 industries

Variable dépendante	Variable explicative	Coefficient de régression	Statistique t	Constante	Statistique t	\bar{R}^2
(a) <i>Tendances des prix</i>						
IPVI 1969/1	In DE	-0.025	-2.53	1.31	1.12	0.06
"	In Ce	0.022	1.52			0.01
(b) <i>Productivité et coûts en matières premières</i>						
CUM 1969/1	In DE	-0.017	-1.40	1.28	1.28	0.01
"	In Ce	0.027	1.51	1.12	1.12	0.01
QV/TE 69/1	In DE	0.039	3.28	1.12	1.12	0.09
"	In Ce	-0.017	-0.94	1.39	1.39	0.00
QV/HT 69/1	In DE	0.036	3.16	1.12	1.12	0.09
"	In Ce	-0.032	-1.85	1.41	1.41	0.03
(c) <i>Marges d'exploitation et degré d'utilisation du capital</i>						
MCE 61	In DE	0.016	1.44	1.21	1.21	0.01
"	In Ce	-0.037	-2.34	1.40	1.40	0.05
MCE 69	In DE	0.014	1.27	1.22	1.22	0.01
"	In Ce	-0.042	-2.73	1.41	1.41	0.07
MCE 69/1	In DE	-0.002	-0.63	1.01	1.01	0.00
"	In Ce	-0.003	-0.80	1.01	1.01	0.00
RK/TE 61	In DE	0.0008	4.49	0.00	0.00	0.18
"	In Ce	-0.0013	-4.85	0.01	0.01	0.20
RK/TE 69	In DE	0.0012	4.64	-0.00	-0.00	0.19
"	In Ce	-0.0020	-5.07	0.01	0.01	0.22
RK/TE 69/1	In DE	0.003	0.11	1.62	1.62	0.00
"	In Ce	-0.008	-0.21	1.66	1.66	0.00
RK/S 61	In DE	0.127	3.72	0.34	1.67	0.13
"	In Ce	-0.209	-4.28	1.61	11.09	0.16
RK/S 69	In DE	0.135	3.94	0.32	1.57	0.14
"	In Ce	-0.225	-4.61	1.67	11.57	0.18
RK/S 69/1	In DE	0.11	0.66	1.01	10.18	0.00
"	In Ce	-0.02	-0.74	1.12	15.49	0.00
(d) <i>Niveaux et tendances des salaires</i>						
GHM 61	In DE	0.13	7.88	1.05	10.96	0.41
"	In Ce	-0.15	-5.49	2.14	27.32	0.25
GHM 69	In DE	0.17	6.99	1.72	11.74	0.35
"	In Ce	-0.20	-5.06	3.22	27.47	0.22
GHM 69/1	In DE	-0.013	-2.52	1.60	53.94	0.06
"	In Ce	0.014	1.94	1.50	68.02	0.03
GMA 61	In DE	0.0003	8.93	0.002	12.27	0.47
"	In Ce	-0.0003	-5.60	0.005	28.96	0.25
GMA 69	In DE	0.0004	8.09	0.004	13.20	0.42
"	In Ce	-0.0004	-5.02	0.007	29.04	0.21
GMA 69/1	In DE	-0.013	-2.70	1.60	53.53	0.07
"	In Ce	0.017	2.34	1.48	67.18	0.05
GAA 61	In DE	0.0002	5.98	0.0040	19.08	0.28
"	In Ce	-0.0003	-4.97	0.0059	36.82	0.21
GAA 69	In DE	0.0002	6.33	0.0064	25.37	0.31
"	In Ce	-0.0003	-4.48	0.0087	43.52	0.18

²⁰ Bien entendu, ceci ne signifie pas nécessairement que les oligopoles ne réalisent pas vraiment des rendements proportionnels plus élevés, mais simplement qu'ils n'en tiennent pas autant compte que d'autres firmes lors de l'établissement de leurs prix.

Dans le cadre de notre étude, nous avons effectué un certain nombre de régressions afin de relier les tendances de diverses séries pour la période 1961-1969 à la dimension et à la concentration des entreprises. Certains des résultats figurent dans la présente section à titre indicatif. Pour des raisons pratiques, on n'a pas évalué les tendances au moyen de régressions: on a étudié les variations procentuelles observées de 1961 à 1969, en supposant que les fluctuations cycliques surviennent au sein de chaque industrie pendant cette période ne seraient pas suffisamment importantes pour fausser nos conclusions.

Toutes les régressions sont de forme linéaire simple, avec une variable explicative et une constante. Le tableau XVI présente un résumé des régressions les plus intéressantes. Étant donné qu'on n'a vérifié aucune hypothèse particulière dans chaque cas, un test double est nécessaire pour le niveau auquel les données deviennent significatives. Au niveau de cinq pour cent, les tendances des prix entre 1961 et 1969 n'ont de lien significatif avec aucune des variables du pouvoir de marché; mais, dans les deux cas, si une relation existe entre les prix et le pouvoir de marché, elle désigne les industries où le pouvoir de marché existe.

QUELQUES DONNÉES SUR LES TENDANCES OBSERVÉES PENDANT LA PÉRIODE DE HUIT ANS

Les autres résultats intéressants fournis par les tests statistiques concernant le long terme incluent: (1) pour le couple G-P, les différences dans la sensibilité à PD disparaissent en longue période; (2) dans le couple G-P, les grandes entreprises sont plus sensibles à PD (ceci provient sans aucun doute du fait que — comme nous le montrerons dans la section suivante — les grandes firmes ont connu des gains de productivité supérieurs au cours de la période); et (3) les industries à faible concentration sont beaucoup plus sensibles aux salaires que les industries où la concentration est élevée, ce qui traduit sans aucun doute le fait qu'elles utilisent plus de main-d'œuvre.

Le résultat est encore plus sensible avec les tests statistiques concernant les périodes plus prolongées²⁰.

«des variables principales (en termes d'ampleur de leurs coefficients de régression et de leurs statistiques t) pour les industries à petites entreprises dans le couple G-P, mais on ne relève aucune différence significative avec le couple Pe-B. De manière assez surprenante, la seule variable qui connaisse un semblant de différence significative pour le couple Pe-B est PT; or, d'après le signe de la variable de substitution, ceci tendrait à jeter un doute sur la valeur du concept d'économie dimensionnelle souvent avancé comme une cause de forte concentration. Le comportement des oligopoles quant à la fixation des prix semblerait moins sensible aux variations de la productivité que celui des industries plus concurrentielles. Ce résultat est encore plus sensible avec les tests statistiques concernant les périodes plus prolongées²⁰.

On ne devrait pas considérer les écarts entre la variabilité des prix dans les deux couples d'échantillons comme une particularité tenant à l'échantillonnage, car les deux couples d'échantillons représentent chacun la moitié environ des industries manufacturières du Canada. Eu égard à la dimension des entreprises, la variabilité relativement plus faible des prix dans le cas des grandes entreprises n'indique pas nécessairement la rigidité des prix; en effet, les grandes firmes peuvent très bien être moins incitées, du point de vue économique, à modifier leurs prix d'année en année, particulièrement si leur grande dimension leur confère le contrôle des marchés des intrants et des produits.

La plus grande variabilité des prix dans le cas où la concentration est élevée semble incompatible avec la théorie économique conventionnelle qui insiste sur les «impasses» rencontrées par les oligopoles lors de l'établissement de leurs prix. Mais la relation statistique que nous avons mentionnée pourrait n'être due qu'à un biais inhérent à la construction des indices, qu'on appelle «l'effet Stigler»¹⁸. Les indices des industries sont bâtis à partir d'un nombre variable de séries de prix pour marchandises et d'un nombre variable de sociétés comprises dans l'échantillon pour chaque série de marchandises. Toutes choses égales par ailleurs, pour les industries où la concentration est forte, on aura vraisemblablement moins de séries de marchandises et moins de sociétés par série. L'indice obtenu par l'agrégation des séries sera donc probablement moins stable. Certaines données confirment apparemment cette observation en ce qui concerne les indices des prix de gros aux États-Unis¹⁹, mais les données actuellement disponibles sur l'IPVI canadien ne sont pas suffisantes pour servir de fondement à une vérification appropriée de cet argument. Jusqu'à maintenant, nous avons exclusivement considéré les couples d'échantillons G-P et Pe-B parce qu'ils permettent de vérifier l'hypothèse du pouvoir de marché en soi. Quoique de moindre importance, les résultats obtenus avec les couples G-Pe et P-B n'en présentent pas moins un certain intérêt. En ce qui concerne les cinq mesures de la sensibilité globale et de la variabilité des prix (R^2 , SEE, VAR, EXP et SD), on remarque l'absence relative de toute différence entre les deux échantillons d'industries où le pouvoir de marché existe, G et Pe, et les différences plus prononcées entre les échantillons P et B. Ici encore, on considère que de plus grandes valeurs de R^2 , SEE et EXP vont de pair avec une variabilité plus marquée de la variable dépendante. C'est-à-dire que, des quatre échantillons, c'est P qui connaît le plus de variation des prix relatifs d'année en année.

Nous terminerons cette section avec quelques remarques sur les résultats des tests statistiques effectués pour les quatre variables explicatives fondamentales des régressions de prix. Sur la base de l'ampleur moyenne de leurs coefficients de régression respectifs, on pourrait dire que les coûts unitaires en matières premières, CUM, et la pression de la demande, PD, sont les variables principales, tandis qu'une faible productivité PT ne revêt qu'une importance mineure et que les gains horaires moyens, GHM, sont presque négligeables dans l'explication des variations des prix relatifs.

¹⁸ Voir G.J. Stigler et J.K. Kindhal, *The Behaviour of Industrial Prices*, National Bureau of Economic Research, New York, 1970.
¹⁹ Voir Stigler, «Administered Prices and Oligopolistic Inflation», *Administered Prices: A Compendium on Public Policies*, op. cit., pp. 265-266.

TABLEAU XV

\bar{R}^2 et SFE, exprimées en fonction de la variance totale du prix, régressions multi-sectorielles pour trente industries, périodes de 1 à 8 ans

Périodes	Statistiques de la régression	Échantillons soumis au test statistique			
		G, P, Pe, B	G	P	Pe
1 à 8 ans	B	0.0011	0.0020	0.0006	0.0010
	\bar{R}^2	7.70	4.24	4.27	3.51
	t	0.29	0.33	0.33	0.24
	B	0.0024	0.0125	0.0012	0.0022
1 an	B	3.31	0.45	2.30	2.12
	\bar{R}^2	0.24	0.00	0.38	0.33
	t	0.0021	0.0059	0.0011	0.0018
	B	5.62	1.46	3.73	3.23
1, 2 ans	B	0.34	0.07	0.48	0.40
	\bar{R}^2	0.0006	0.0015	0.0004	0.0003
	t	4.38	2.80	4.66	1.96
	B	0.32	0.43	0.70	0.24
5 à 8 ans	B	0.0013	0.0024	0.0008	0.0019
	\bar{R}^2	9.98	8.95	5.37	6.75
	t	0.41	0.69	0.44	0.56
	B	0.0003	0.0131	0.0003	0.0001
1 an	B	1.70	2.22	0.92	0.14
	\bar{R}^2	0.06	0.36	0.00	0.00
	t	0.0007	0.0056	0.0006	0.0006
	B	4.67	5.64	2.49	2.12
1, 2 ans	B	0.26	0.68	0.27	0.20
	\bar{R}^2	0.0005	0.0003	0.0005	0.0017
	t	2.31	0.74	2.70	7.63
	B	0.10	0.00	0.41	0.86
5 à 8 ans	B	0.0012	0.0003	0.0005	0.0012
	\bar{R}^2	0.22	0.27	0.20	0.12
	t	1.49	2.70	7.63	0.86
	B	0.12	0.00	0.41	0.86

(b) SFE

(a) \bar{R}^2

Remarque: On a extrait les deux variables dépendantes, \bar{R}^2 et SFE, des résultats des régressions de prix multi-sectorielles effectuées pour les quatre échantillons de 30 industries. On a appliqué à chacune un calcul de régression séparé en fonction d'une constante et de la variance totale de la variable dépendante des régressions de prix initiales, IPV1, B et t sont le coefficient de régression t de la variance totale du prix dans le second système de régressions, et les \bar{R}^2 pour chacune de ces régressions sont indiqués en-dessous de ces deux variables.

longues périodes des échantillons Pe et B est très prononcée. En d'autres termes, il semblerait que VAR soit un élément dominant de la valeur explicative du modèle des prix.

On pourrait prétendre que l'analyse de la part expliquée de la variance est plus explicite quant à la validité de l'hypothèse du pouvoir de marché, mais qu'elle désigne plutôt la dimension des entreprises comme la source réelle de la rigidité des prix. Cet argument est difficile à soutenir car les résultats obtenus pour SFE, \bar{R}^2 et EXP ne confirment catégoriquement, dans leur ensemble, aucune hypothèse relative à la source du pouvoir de marché ou à l'effet du pouvoir de marché sur la sensibilité des prix. Toute conclusion dépendra finalement de la mesure de la sensibilité que l'on considère comme la plus appropriée et la plus fiable.

En outre, l'étude de la part expliquée de la variance pour les régressions de prix initiales n'élimine pas ce doute quant à la fiabilité et au caractère significatif des résultats des tests pour le court terme. Dans les tests statistiques concernant les périodes brèves, le couple d'échantillons fondés sur la dimension des entreprises ne confirme que très peu l'hypothèse du pouvoir de marché et le couple d'échantillons fondés sur la concentration infirme faiblement cette hypothèse. On retrouve cette situation dans les tests concernant les périodes plus longues, mais de manière beaucoup plus nette, notamment dans le cas du couple d'échantillons fondés sur la concentration. Ici encore, la divergence croissante de VAR entre les courtes et

d'échantillons en cause, G-P et Pe-B. ont un comportement asymétrique eu égard à VAR, et ce, pour les deux couples conclusion ne résoud pas le problème de savoir pourquoi, à court terme, SFE et R^2 confirment nettement l'hypothèse du pouvoir de marché. Bien entendu, cette que pour la courte période puisque, à long terme, les tests de R^2 et de SFE entreprises et R^2 plus élevé dans le cas où la concentration est forte. Ceci n'est vrai des échantillons expliquent pourquoi SFE est plus faible dans le cas des grandes que pour l'échantillon B. Il se pourrait donc que les caractéristiques de variabilité moins pour l'échantillon G que pour l'échantillon P et plus pour l'échantillon Pe tableaux XIII et XIV montrent que les changements des prix relatifs varient Les résultats des tests de la variance (VAR) et de l'écart-type indiqués dans les échantillon.

variabilité qui vont de pair avec des périodes plus longues au sein du même aux différences de variabilité des prix de l'échantillon et aux accentuations de cette unique et pour une période donnée (telle que les huit périodes de 1 an) qu'en égard semblerait que SFE et R^2 soient sensibles à VAR, non tant au sein d'un échantillon Le tableau XV résume les résultats de ces régressions. Dans l'ensemble, il des résultats de tous les échantillons et pour différentes combinaisons de périodes. d'une constante, et ce, pour chaque échantillon pris séparément, pour l'ensemble SFE des régressions de prix initiales pour 30 industries en fonction de VAR et variable dépendante, IPV. On a effectué des calculs de régression des R^2 et des s'expliquer par les caractéristiques particulières à la variance totale (VAR) de la Les anomalies apparentes des tests concernant la courte période pourraient bien

fortement l'hypothèse du pouvoir de marché dans le cas de la longue période. ce que les échantillons fondés sur la dimension des entreprises confirment négatif à court terme. La seule différence avec le test statistique précédent tient à d'échantillons fondé sur la dimension des entreprises fournit un résultat de signe sur la concentration confirment l'hypothèse dans les deux cas alors que le couple Pour ce qui est de SFE, on observe exactement l'inverse: les échantillons fondés à l'hypothèse considérée dans le test statistique.

variable de substitution fournit des résultats dont le signe algébrique est contraire cette hypothèse dans aucun des cas. En fait, à court terme, la régression avec une élevées de SFE. Mais les échantillons fondés sur la concentration ne confirment marché, laquelle se reflète dans les valeurs plus faibles de R^2 ou des valeurs plus pouvoir de marché se traduit par une moindre sensibilité des prix aux conditions du prises que pour celui des industries abritant des petites firmes. On considère que le négatif, et R^2 est donc plus faible pour l'échantillon des industries à grandes entre-

Les résultats des deux principales méthodes d'évaluation de la validité des régressions de prix, \bar{R}^2 et SEB, ne confirment que faiblement et de façon ambiguë l'hypothèse du pouvoir de marché. Cette hypothèse se trouve confirmée par les \bar{R}^2 dans le cas des échantillons fondés sur la dimension des entreprises, en courte et en longue période; en effet, le coefficient de régression est, de manière significative,

Remarque: On trouvera la description des symboles dans la note qui suit le tableau XIII. Une valeur de F de 4.41 est significative au niveau de «confiance» de cinq pour cent.

Statistiques soumises aux tests (résultats multi-sectoriels)		Test statistique		Couples d'échantillons et valeurs de simulation			
				G-P	Pe-B	G-Pe	P-B
				G=3, P=2	Pe=3, B=2	G=3, Pe=2	P=3, B=2
R ²	F	19.64	1.13	0.07	13.11		
Erreur-type d'évaluation	F	18.67	48.85	4.38	0.47		
	B	1.60	2.62	-0.66	0.30		
Variance totale de la variable dépendante (IPVI)	F	4.32	6.99	-2.09	0.69		
	B	3.16	22.04	0.84	10.82		
Variance expliquée de la variable dépendante (IPVI)	F	-0.82	0.85	-0.19	1.47		
	B	-1.78	4.69	-0.92	3.29		
Écart-type	F	5.04	14.17	0.30	11.45		
	B	-0.98	0.56	-0.09	1.44		
Coefficient de régression de PT	F	-2.24	3.76	-0.55	3.38		
	B	1.94	23.54	0.91	10.69		
Coefficient de régression de CUM	F	-2.34	3.93	-0.76	5.51		
	B	-1.39	4.85	-0.95	3.27		
Coefficient de régression de PD	F	8.36	122.60	5.05	225.28		
	B	0.71	-2.47	0.64	-2.54		
Coefficient de régression de GHM	F	2.89	-11.07	2.25	-15.01		
	B	0.00	0.57	1.17	2.51		
Coefficient de régression de CUM	F	-0.02	0.26	0.34	0.62		
	B	-0.06	0.75	1.08	1.58		
Coefficient de régression de PT	F	7.25	22.87	0.02	46.54		
	B	-0.93	2.06	0.05	3.03		
Coefficient de régression de GHM	F	-2.69	4.78	0.14	6.82		
	B	0.72	73.99	13.49	31.75		
Statistique t de PT	F	7.38	71.32	6.73	77.46		
	B	0.88	-3.21	0.89	-3.20		
Statistique t de PD	F	2.72	-8.45	2.59	-8.80		
	B	0.41	0.59	0.75	3.66		
Statistique t de CUM	F	-0.64	0.77	0.86	1.91		
	B	-7.24	1.30	-1.42	7.12		
Statistique t de GHM	F	-5.30	1.31	-2.42	4.50		
	B	0.67	61.44	6.84	18.30		
	F	0.45	-2.26	1.41	-1.30		
	B	0.82	-7.83	2.62	-4.28		

Résultats de l'analyse de variance et de la régression pour une variable de simulation, périodes de 5 à 8 ans, échantillons de 30 industries

TABLEAU XIV

Résultats de l'analyse de variance et de la régression
pour une variable de simulation, périodes d'un an, échantillons
de 30 industries.*

TABLEAU XIII

Statistiques soumises aux tests	Test	Couples d'échantillons et valeurs de simulation			
		G-P	Pe-B	G-Pe	P-B
R^2	F	14.62	0.44	3.82	6.66
	B	-0.40	0.08	-0.25	0.23
Erreur-type d'évaluation	t	-3.82	0.67	-1.95	2.58
	F	0.56	12.14	1.83	7.02
	B	-0.25	0.80	-0.46	0.59
	t	-0.75	3.48	-1.35	2.65
Variance totale de la variable	F	3.24	2.24	2.27	3.21
	B	-0.47	0.38	-0.39	0.47
dépendante (IPVI)	t	-1.80	1.50	-1.51	1.79
	F	3.19	1.82	2.04	2.91
Variance expliquée de la variable	B	-0.46	0.35	-0.37	0.44
	t	-1.79	1.35	-1.43	1.71
Écart-type	F	6.86	4.03	4.18	6.67
	B	-0.53	2.85	-2.91	3.57
	t	-2.62	2.01	-2.04	2.58
	F	2.95	3.76	0.00	0.13
Coefficient de régression de PT	B	-0.53	-0.67	0.01	-0.12
	t	-1.72	-1.94	0.04	-0.36
Coefficient de régression de PD	F	4.41	0.33	2.16	0.42
	B	-0.47	-0.09	-0.22	0.15
	t	-2.10	-0.57	-1.47	0.65
	F	8.96	0.54	1.90	2.55
Coefficient de régression de CUM	B	-2.42	-0.50	-1.22	0.71
	t	-2.99	-0.74	-1.38	1.23
Coefficient de régression de GHM	F	0.00	0.02	0.06	0.05
	B	0.05	0.10	0.20	0.26
	t	0.04	0.13	0.25	0.22
	F	0.00	0.21	0.04	0.77
Statistique t de PT	B	0.01	-0.19	-0.08	-0.28
	t	0.04	-0.46	-0.20	-0.87
Statistique t de PD	F	3.03	0.00	1.29	1.00
	B	-1.29	0.03	-0.63	0.69
	t	-1.74	0.06	-1.14	1.02
	F	6.51	0.34	1.51	3.43
Statistique t de CUM	B	-3.91	0.60	-2.12	2.40
	t	-2.55	0.58	-1.60	1.85
Statistique t de GHM	F	0.00	0.20	0.67	0.15
	B	0.00	-0.19	0.41	0.21
	t	0.01	-0.44	0.82	0.39

*L'expression «statistiques soumises aux tests» s'applique aux régressions multi-sectorielles décrites en p. 82. F est la statistique de Fisher pour une analyse à un facteur de test de variance pour les deux ensembles de valeurs de chaque couple d'échantillons. Une valeur de F égale ou supérieure à 4.60 est significative au niveau de «confiance» de 5 pour cent.
B et t sont le coefficient de régression et la statistique t de la variable de simulation pour les régressions de simulation décrites en p. 82, où, tel qu'indiqué, les valeurs de la variable de simulation sont 3 et 2 pour chaque couple d'échantillon

TABLEAU XII
 R^2 (Corrigés des degrés de libre variation), rapports-années de 1 à 8 ans, pour les échantillons G, P, Pe et B, 30 industries par échantillon*

A	Pour							
	1969	1968	1967	1966	1965	1964	1963	1962
1 an	G	0.522	0.494	0.360	0.615	0.000	0.742	0.047
	P	0.811	0.803	0.751	0.767	0.928	0.651	0.966
2 ans	Pe	0.818	0.289	0.591	0.649	0.749	0.694	0.971
	B	0.603	0.522	0.659	0.542	0.505	0.734	0.765
2 ans	G	0.636	0.688	0.583	0.468	0.639	0.619	0.347
	P	0.930	0.844	0.676	0.919	0.806	0.961	0.929
2 ans	Pe	0.827	0.596	0.602	0.847	0.819	0.919	0.921
	B	0.784	0.671	0.549	0.656	0.548	0.903	0.509
3 ans	G	0.631	0.727	0.237	0.795	0.707	0.506	
	P	0.944	0.578	0.899	0.846	0.867	0.943	
3 ans	Pe	0.765	0.675	0.750	0.809	0.649	0.771	
	B	0.773	0.671	0.596	0.541	0.840	0.680	
4 ans	G	0.773	0.389	0.597	0.809	0.829		
	P	0.876	0.846	0.863	0.740	0.880		
4 ans	Pe	0.751	0.726	0.773	0.771	0.596		
	B	0.805	0.700	0.642	0.807	0.588		
5 ans	G	0.469	0.678	0.688	0.760			
	P	0.920	0.872	0.823	0.775			
5 ans	Pe	0.688	0.748	0.693	0.684			
	B	0.884	0.723	0.765	0.617			
6 ans	G	0.757	0.742	0.698				
	P	0.914	0.897	0.812				
6 ans	Pe	0.732	0.705	0.695				
	B	0.860	0.758	0.619				
7 ans	G	0.756	0.776					
	P	0.949	0.856					
7 ans	Pe	0.750	0.689					
	B	0.841	0.616					
8 ans	G	0.833						
	P	0.942						
8 ans	Pe	0.689						
	B	0.740						

*Ces R^2 s'appliquent aux régressions effectuées avec IPVI comme variable dépendante, une constante K et quatre variables PT, PD, CUM et GHM. Toutes les variables sont des rapports d'années et toutes les régressions sont de forme linéaire.
 Si on effectue le test F afin de mesurer le caractère significatif de l'ensemble de la régression ($N = 30$, $k = 5$), un R^2 de 0.360 ou plus est significatif au niveau de cinq pour cent.

ans afin de comparer l'élasticité des prix au cours de périodes relativement brèves et prolongées.
 On a appliqué les tests statistiques aux coefficients de régression et aux statistiques t des quatre variables fondamentales (PT, PD, CUM et GHM) des régressions de prix multi-sectorielles effectuées initialement pour 30 industries, ainsi qu'à cinq autres données: les R^2 et les erreurs-types d'évaluation (SFE) des mêmes régressions, l'écart-type (SD), la part expliquée de la variance (EXP) et la variance totale (VAR) de la variable dépendante, IPVI.

Etant donné la corrélation entre $\ln DE$ et $\ln Ce$, les échantillons G et Pe d'une part, et P et B d'autre part, devraient être similaires. Sur les 60 industries composant G et P , 40 appartiennent également à Pe et B . Cependant, si l'on considère que la grandeur et le petit nombre des entreprises sont des critères du pouvoir de marché, six de ces industries ont vu leur situation se renverser à cet égard; sur les 60 industries, il en reste donc 34 qui appartiennent à G et Pe ou à P et B . Cette différence devrait permettre une vérification valable du caractère significatif de DE et Ce en tant que moyens possibles d'évaluation.

On a bâti l'échantillon à partir des tiers supérieur et inférieur de la liste des 90 industries plutôt qu'à partir des moitiés supérieure et inférieure afin d'éliminer autant que possible que de petites erreurs d'évaluation de DE ou Ce n'entraînent l'inclusion d'industries dans le mauvais échantillon. Les régressions relatives à l'IPVI pour chaque échantillon, avec des périodes de 1 à 8 ans, sont de même forme que celles du tableau III (une constante et quatre variables: PT , PD , CUM et GHM) avec la différence que les deux variables du pouvoir de marché ne figurent plus dans l'équation.

Le choix d'échantillons de 30 industries permettrait une meilleure vérification du pouvoir de marché que des échantillons de 45 industries (car on pouvait ainsi éviter presque toutes les erreurs «brutes» d'évaluation de DE et Ce et comparer des échantillons d'industries plus différenciés quant au pouvoir de marché), mais ce choix réduisait également la marge de libre variation à 25 par échantillon. En conséquence, les statistiques calculées pour les coefficients de régression estimés sont beaucoup moins régulièrement significatives que dans le cas de l'échantillon initial. Cependant, sur les 144 régressions appliquées aux quatre échantillons de 30 industries, huit seulement ont fourni des R^2 qui, d'après le test statistique F , ne sont pas significatifs au niveau de cinq pour cent: cinq pour l'échantillon G , deux pour Pe et un pour B . Le tableau XII indique les R^2 obtenus.

On a soumis plusieurs des résultats des régressions effectuées pour chaque échantillon à deux tests complémentaires dans le but de voir si les régressions fournissaient des résultats substantiellement différents et quelle était la direction de ces différences. On a appliqué ces tests à quatre couples d'échantillons: la vérification de $G-P$ et $Pe-B$ avait pour but de déterminer si l'une de ces sources de pouvoir de marché, ou les deux, affectaient l'élasticité des prix, tandis que la vérification de $G-Pe$ et $P-B$ devait servir à déterminer si la présence ou l'absence relative de l'une des sources de pouvoir de marché revêtait plus d'importance que l'autre.

Le premier test consiste en une analyse à un facteur de test de variance. Le second recourt à l'emploi d'une variable de simulation: on attribue un coefficient de pondération de trois à chaque donnée d'un échantillon, et ce, pour chaque couple, et une pondération de 2 aux données de l'autre échantillon de chaque couple. Les tableaux XIII et XIV indiquent les valeurs assignées à chaque échantillon. On a ensuite effectué une régression de l'ensemble des données de chaque couple d'échantillons pour la variable de simulation et une constante. On trouvera dans les tableaux XIII et XIV les résultats de ces deux tests statistiques, avec le coefficient de la régression de simulation, sa statistique t et la statistique F des analyses de variance. On a appliqué les tests à des périodes de 1 an et de cinq à huit

Petites entreprises (catégorie P)

Forte concentration (catégorie Pe)

2511	Fabriques de bardeaux	188	294	Fonderies de fer	22.5
3512	Produits de l'argile (imp.)	163	3511	Produits de l'argile (prod. int.)	24.3
348	Béton préparé	159	256	Fabriques de boîtes en bois	25.8
112	Conserveries de fruits et légumes	158	2731	Boîtes pliantes	26.7
3561	Verrieres	157	374	Produits pharmaceutiques	28.3
357	Abrasifs	153	305	Cables et produits connexes	31.0
2513	Scieries	141	307	Matériel de chauffage	31.5
124	Minoteries	141	103	Traitement des volailles	32.6
231	Bas et chaussettes	135	339	Appareils électriques divers	32.7
101	Préparation de la viande	125	247	Chapeaux et casquettes	38.3
341	Ciment	112	101	Préparation de la viande	40.1
105	Fabriques laitières	88	1392	Traitement de produits d'alimentation divers	41.7
133	Raffineries de sucre	86	112	Conserveries de fruits et légumes	42.2
3511	Produits de l'argile (prod. int.)	78	274	Transformation du papier — divers	43.2
103	Traitement des volailles	75	231	Bas et chaussettes	63.6
239	Autres fabriques de tricot	66	141	Liqueurs	69.8
193	Filatures de laine	60	239	Autres fabriques de tricot	71.4
111	Produits du poisson	56	174	Fabriques de chaussures en cuir	72.0
174	Fabriques de chaussures en cuir	49	348	Béton préparé	72.6
123	Fabricants de provende	48	111	Produits du poisson	77.2
2431	Fabriques de vêtements pour hommes	43	306	Quincaillerie, outils, coutellerie	105.3
129	Boulangeries	42	266	Autre mobilier	113.6
256	Fabriques de boîtes en bois	28	347	Produits du béton	117.6
347	Produits de béton	20	2413	Fabriques de vêtements pour hommes	161.5
223	Sacs en coton et jute	16	2541	Châssis et portes	187.1
172	Tanneries de cuir	14	261	Mobilier de maison	251.7
197	Fabriques de vêtements en laine	13	2513	Scieries	259.8
261	Mobilier de maison	9	129	Boulangeries	271.8
2541	Portes et châssis	0	105	Fabriques laitières	286.6
266	Autre mobilier	0	123	Fabricants de provende	383.4

TABEAU XI
Catégories d'industries G, P, Pe et B

Grandes entreprises (catégorie G)		Faible concentration (catégorie B)		
No.				
	DE 1967	No.	Ce 1967	
3651	Raffineries de pétrole	125	Céréales pour petit déjeuner	2.0
3652	Huiles lubrifiantes	153	Produits du tabac	2.5
323	Véhicules à moteur	135	Fabriques d'huile végétale	2.5
378	Produits chimiques industriels	345	Produits du gypse	2.6
334	Radio, télévision	145	Brasseries	3.0
373	Matières plastiques	296	Laminage de l'aluminium	3.0
296	Laminage de l'aluminium	3652	Huiles lubrifiantes	3.2
163	Pneus en caoutchouc	3651	Raffineries de pétrole	3.5
332	Gros appareils	272	Revêtements de toits en asphalte	3.5
339	Appareils électriques divers	133	Raffineries de sucre	3.7
338	Câbles et fils électriques	124	Minoteries	3.7
372	Engrais mélangés	376	Savon	3.7
376	Savon	292	Tuyaux et tubes en acier	3.8
336	Appareils électriques industriels	107	Fromage refait	4.0
2733	Sacs en papier	143	Distilleries	4.0
153	Produits du tabac	161	Chaussures en caoutchouc	4.0
291	Acieries et fabriques de fer	163	Pneus en caoutchouc	4.0
375	Peintures et vernis	297	Laminage du cuivre	4.0
325	Pièces d'automobiles	323	Véhicules automobiles	4.0
295	Fonte et raffinage	357	Abrasifs	4.0
201	Textiles synthétiques	341	Ciment	4.1
271	Fabriques de pâtes et papiers	343	Chaux	4.1
331	Petits appareils électriques	337	Accumulateurs	4.2
2732	Boîtes en carton ondulé	372	Engrais mélangés	4.3
292	Tuyaux et tubes en acier	183	Fils et vêtements de coton	4.8
272	Revêtements de toits en asphalte	338	Fils et câbles électriques	5.2
298	Laminage d'autres métaux	172	Tanneries de cuir	5.7
107	Fromage refait	295	Fonte et raffinage	5.8
311	Machines agricoles	311	Machines agricoles	6.1
219	Limoléums et articles de revêtement	291	Acieries et fabriques de fer	6.8

relativement plus élevées de leurs prix puisque GHM n'exerce pas d'effet net important sur l'IPVI et n'a aucune relation directe significative avec l'IPVI ($r = 0.0793$) pendant cette période. Ces données sont donc conformes à l'hypothèse de la rigidité des prix.

Dans le cas de la concentration, les données sont beaucoup moins éloquentes. Lorsqu'on inclut l'industrie 133, In Ce n'est significatif que pour expliquer les marges ajoutées aux coûts d'exploitation en 1962-1963. Mais, en l'absence de l'industrie 133, la statistique t relative à In Ce tombe à -1.30 . In Ce devrait être beaucoup plus significatif que dans le cas de la dimension des entreprises car les coefficients de corrélation indiquent que les coûts unitaires en matières premières et la productivité ont été plus favorables aux industries concentrées qu'aux industries concurrentielles en 1962-1963. La dévaluation du dollar canadien pourrait bien avoir affecté les données du recensement et les rapports de substitutions croisées.

Dans la présente section, nous avons essayé de présenter certains signes du lien entre la rigidité des prix et le pouvoir de marché par le truchement de la réaction des prix, selon un schéma cyclique particulier aux industries à forte concentration ou qui abritent des entreprises de grande dimension. C'est pendant les périodes de variation cyclique marquée que la rigidité des prix devrait être la plus apparente. La période étudiée ne renferme guère de fluctuation cyclique soutenue de l'ensemble de l'économie; mais on peut quant même voir que les prix des grandes entreprises sont «rigides» dans la mesure où ils réagissent moins vite aux pressions de la demande, tandis que les prix des oligopolés sont «rigides» en ce qu'ils tendent à ne pas diminuer durant une période de ralentissement de la demande.

Néanmoins, ces renseignements ne confirment pas entièrement l'hypothèse du pouvoir de marché décrite dans la section 1. En effet, ils n'indiquent pas si la rigidité des prix est une cause d'inflation tout à fait indépendante des autres causes cycliques de l'inflation. Dans le cas de la dimension des entreprises, ils suggèrent plutôt que cette source de pouvoir de marché tend à contenir les prix tant en longue période (selon la corrélation entre les prix et In DE pour 1961-1969) que durant les périodes d'inflation élevée.

Dans la section suivante, nous soumettrons l'hypothèse du pouvoir de marché à une vérification plus poussée. Nous nous concentrerons non plus sur les schémas de réaction cycliques, mais sur une analyse comparative de l'élasticité des prix face aux conditions du marché au sein de différentes catégories d'industries. Cette seconde méthodologie est plus conforme à l'opinion selon laquelle le pouvoir de marché relève des théories structurelles plutôt que des théories cycliques de l'inflation.

ANALYSE MULTI-SECTORIELLE D'ÉCHANTILLONS DE 30 INDUSTRIES

À partir de l'échantillon initial, on a constitué quatre échantillons de trente industries afin d'évaluer la sensibilité des prix aux conditions du marché du point de vue du pouvoir de marché. Deux des échantillons comprenaient respectivement les tiers supérieur et inférieur des 90 industries classées selon les DE; les deux autres furent formés de la même manière, mais en fonction de Ce. Le tableau XI indique la composition de ces quatre échantillons, que nous appellerons G, P, Pe et B, soit «grand», «petit», «peu» et «beaucoup».

Dans le cas de la dimension des entreprises, ces résultats confirment que la période de 1965 à 1966 fut la seule durant laquelle les marges d'exploitation des grandes entreprises ont nettement moins augmenté que celles des petites firmes. En outre, le tableau X montre que la dimension des entreprises était en corrélation directe (significative au niveau de cinq pour cent) avec les variations des prix relatifs et que ni PT, ni CUM, ni PD n'étaient particuliers aux entreprises de grande dimension cette année-là. (Le fait que les petites firmes aient connu des hausses de salaires plus fortes durant cette année n'explique pas les augmentations

TABEAU X

Corrélation de la dimension des entreprises et de leur concentration avec IPVI, PD, PT, CUM, et GHM, périodes de 1 et 8 ans, 90 industries*

(a) Dimension des entreprises (ln DE)					
Rapports- années	PT	PD	CUM	GHM	IPVI
1962/61	0.1305	-0.1272	-0.1158	0.0648	-0.1814
1963/62	0.2022	0.0075	-0.0373	0.0585	0.0987
(ex. 133)					
1964/63	0.2025	0.1608	-0.0806	0.0646	-0.0793
(ex. 133)					
1965/64	0.2550	-0.0899	0.0709	0.0445	-0.0299
1966/65	0.0379	-0.0457	-0.1293	-0.3717	-0.3216
1967/66	-0.0463	0.0476	-0.0327	0.0611	-0.0729
1968/67	0.2517	0.0972	-0.0161	-0.0487	-0.0771
1969/68	0.0378	-0.0612	-0.1736	-0.1409	-0.2181
1969/61	0.3298	-0.0991	-0.1473	-0.2594	-0.2607

(b) Concentration des entreprises (ln Ce)					
Rapports- années	PT	PD	CUM	GHM	IPVI
1962/61	0.0332	0.0765	0.0233	-0.1356	0.0664
1963/62	-0.2274	-0.0547	0.1840	0.1324	0.0851
(ex. 133)					
1964/63	-0.1520	-0.0438	0.0600	0.0979	0.0633
(ex. 133)					
1965/64	-0.0602	0.0236	0.0640	0.1214	0.0838
1966/65	0.0567	0.0826	0.0031	0.2339	0.1530
1967/66	0.1526	-0.0738	0.0264	-0.0833	0.0652
1968/67	-0.1071	-0.0189	0.1308	-0.1183	0.1241
1969/68	-0.1264	-0.0177	0.0465	0.1398	0.0418
1969/61	-0.1001	0.0007	0.1592	0.2026	0.1602

* On trouvera la définition des symboles dans la section 2. En tant que mesure de la relation directe, le coefficient de corrélation est significatif (pour 90 industries et deux variables) au niveau de cinq pour cent à 0.2050.

TABLEAU IX
Equations multi-sectorielles
Marges ajoutées aux coûts d'exploitation, 90 industries*

Rapports- années	K	PD	CEU	IndE	\bar{R}^2 /S.E.E.
1962/61	1.17	0.43	-0.59	-0.001	0.513
1963/62	0.59	0.55	-0.12	-0.001	0.408
1963/62	3.29	3.30	-5.42	-0.61	0.024
1963/62	0.97	0.37	-0.32	-0.001	0.412
(ex. 133) 1964/63	5.14	2.33	-6.09	-0.84	0.022
1964/63	1.07	0.20	-0.26	0.000	0.407
1964/63	7.00	1.56	-6.02	0.43	0.019
1964/63	0.93	0.36	-0.29	0.000	0.421
(ex. 133) 1965/64	5.92	2.57	-6.61	0.05	0.019
1965/64	0.83	0.53	-0.36	-0.000	0.582
1965/64	5.69	4.34	-8.10	-0.31	0.027
1966/65	0.90	0.51	-0.38	-0.004	0.487
1967/66	1.18	0.26	-0.42	-0.001	0.520
1967/66	8.86	2.39	-8.51	-0.55	0.020
1968/67	0.86	0.36	-0.20	-0.001	0.136
1969/68	0.88	0.44	-0.31	-0.001	0.511
1969/68	5.59	3.34	-6.95	-0.50	0.021

(b) Concentration des entreprises

1962/61	1.15	0.44	-0.59	0.000	0.512
1963/62	0.59	0.56	-0.12	-0.004	0.432
1963/62	3.39	3.42	-5.55	-2.01	0.023
1963/62	0.93	0.39	-0.31	0.002	0.419
(ex. 133) 1964/63	4.99	2.50	-5.72	-1.30	0.022
1964/63	1.06	0.20	-0.26	0.000	0.407
1964/63	6.96	1.60	-6.03	0.27	0.020
1964/63	0.93	0.36	-0.29	0.000	0.421
(ex. 133) 1965/64	5.92	2.61	-6.63	0.17	0.019
1965/64	0.82	0.54	-0.35	-0.001	0.583
1965/64	5.68	4.41	-8.02	-0.35	0.027
1966/65	0.83	0.53	-0.36	0.003	0.451
1966/65	5.09	3.67	-6.80	1.55	0.025
1967/66	1.16	0.26	-0.42	0.002	0.525
1967/66	8.72	2.46	-8.50	1.07	0.020
1968/67	0.86	0.35	-0.20	0.001	0.135
1969/68	0.86	1.80	-3.00	0.34	0.031
1969/68	5.63	3.51	-6.90	-1.15	0.020

*On trouvera une explication des symboles dans le tableau VI. Les marges ajoutées aux coûts d'exploitation sont définies dans la section 4.

¹⁷Ces déductions assez arbitraires sont fondées sur la tendance linéaire logarithmique du produit intérieur réel désaisonnalisé, pour la période 1956-1969.

terminée peu avant le début de récession de la mi-1969. Toutefois, trois sous-périodes retiennent l'attention: le ralentissement de 1962-1963, l'accélération de 1965-1966 et le recul bref mais prononcé observé au premier semestre de 1967¹⁷. Si cette évolution indique des fluctuations de la demande, la sensibilité des prix à la pression de la demande telle qu'elle est mesurée pour l'échantillon de 90 industries par le coefficient de régression de PD (toujours en excluant les effets de distorsion inhérents à l'industrie 133) reflète assez bien le cours des événements de 1961 à 1969.

Selon l'hypothèse de la rigidité des prix, DE et CE devraient exercer un effet anti-cyclique sur les variations des prix relatifs. Le test statistique à paramètre unique indique que les deux variables sont significatives au niveau de cinq pour cent pour deux des trois périodes exceptionnelles mentionnées précédemment, mais que chacune n'est significative que dans un seul cas: In CE en 1962-1963 et In DE en 1965-1966. En 1962-1963, la statistique t se trouvait «gonflée» pour les deux variables du fait de la présence de l'industrie 133 Raffineries de sucre, qui est une industrie à forte concentration abritant des entreprises de petite dimension. Mais, alors que In CE est significatif en l'absence de l'industrie 133, pour In DE, la statistique t diminuait jusqu'à -1.70 lorsque cette industrie était exclue. Le recul observé en 1967 fut apparemment trop bref pour mettre à jour une réaction similaire à celle de 1962-1963.

Dans les deux cas, l'évolution des prix des entreprises disposant d'un pouvoir de marché fut anti-cyclique. Mais, si l'on en juge d'après ces deux exemples, il semblerait que les prix des oligopoles tendent à ne pas baisser durant les périodes de ralentissement de la demande tandis que les prix des grandes entreprises réagissent lentement à la naissance de fortes pressions de la demande.

On pourrait se demander si ces remarques indiquent réellement une rigidité des prix ou simplement les contraintes économiques particulières aux industries liées à ces structures de marché. À cet égard, on dispose de deux types de preuves: les coefficients de corrélation entre In CE et In DE et les cinq autres variables, et l'analyse multi-sectorielle des marges ajoutées aux coûts d'exploitation (MCE). On peut grossièrement définir ces dernières à partir des données du recensement comme $[VE/(MP+S)] - 1$, où $(IPVI/CEU) - 1$, CEU étant un indice de coûts unitaires d'exploitation, $(MP+S)/QV$. En réalité, la somme $(MP+S)$ omet quelques frais d'exploitation peu importants, notamment les rémunérations de la main-d'œuvre (services) non comprises dans S.

MCE fluctuera principalement en fonction de PD (qui affectera également les coûts unitaires par le biais de l'utilisation de la capacité de production et de la productivité) mais aussi en fonction des prix des intrants inclus dans les coûts d'exploitation par le truchement de leur effet sur les coûts unitaires, CEU. En l'absence d'un indice des prix des intrants, on a inclus CEU avec PD dans les régressions des majorations, au prix d'une certaine multi-collinéarité. On a testé In CE et In DE séparément pour les huit périodes d'un an; les résultats de ces régressions sont résumés dans le tableau IX.

TABLEAU VIII
Equations multi-sectorielles
IPVI, rapports-années pour 1, 7 et 8 ans, 90 industries

Rapports- années	K	GAA	PT	PD	CUM	GHM	INDE	INCE	\bar{R}^2 /S.E.
1962/61	0.24	0.05	-0.10	0.47	0.31	0.05	-0.001	0.000	0.326
1963/62	0.02	0.00	-0.12	0.46	0.65	0.03	-0.003	-0.006	0.938
1963/62 (ex. 133)	0.22	0.02	-0.18	0.36	0.49	0.12	-0.002	-0.005	0.667
1964/63	0.57	0.04	-0.16	0.04	0.51	-0.00	0.001	0.001	0.718
1965/64	-0.17	0.07	-0.01	0.38	0.61	0.15	-0.003	-0.002	0.676
1966/65	0.25	-0.01	-0.12	0.62	0.49	-0.18	-0.005	0.001	0.624
1967/66	0.32	-0.00	0.11	0.28	0.47	0.05	-0.000	0.002	0.541
1968/67	0.32	0.23	-0.09	0.27	0.63	-0.31	-0.002	-0.001	0.682
1969/68	0.33	-0.03	-0.18	0.45	0.48	-0.02	-0.002	-0.002	0.692
1968/61	-0.38	0.13	-0.17	0.81	0.65	0.02	-0.004	-0.003	0.777
1969/62	0.34	0.04	-0.28	0.30	0.59	0.12	-0.004	-0.006	0.853
1969/61	-0.37	0.08	-0.19	0.70	0.64	0.18	-0.004	-0.006	0.850

Remarque: Hormis GAA, qu'on a défini dans la section 2, tous les termes sont identiques à ceux du tableau VI.

Le choix entre la seconde et la troisième possibilité pose des problèmes très complexes que nous n'avons pas pu analyser davantage dans le cadre de notre étude. Nous resterons donc malheureusement dans l'incertitude en ce qui concerne l'élasticité des prix par rapport aux salaires. Vu l'évolution d'ensemble des données du recensement sur les salaires décrite brièvement dans la section 2, la seconde hypothèse paraît néanmoins la plus plausible¹⁶.

L'intégration des deux variables du pouvoir de marché dans l'équation fondamentale sert à vérifier si l'une de ces variables est liée aux prix par une relation cyclique. Puisque l'IPVI et les données du recensement se rapportent à l'année civile, les périodes appropriées à la comparaison avec les séries chronologiques trimestrielles vont de mi-année à mi-année. En général, il y a eu de 1961 à 1969 une expansion assez régulière, commencée peu après la reprise au premier trimestre de 1961 et

¹⁶ On aurait pu améliorer le modèle en remplaçant PT et GHM par une variable de coût unitaire telle que $CUT = SP/QV$, mais nous n'en avons pas tenu compte car la variable CUT serait explicative uniquement à cause de l'effet de PT implicite dans CUT.

main-d'œuvre et les gains totaux par rapport aux critères de décision de l'entreprise en égard aux «taux de salaire» dans leur équation de prix; ou (3) pour les industries manufacturières, à un niveau de décomposition de trois ou quatre chiffres, les prix ne réagissent pas aux taux de salaire à cause de la part relativement faible des salaires relatifs à la production dans le total des revenus.

Afin de vérifier la première de ces possibilités, on a calculé deux autres systèmes de régressions. Dans le premier, on a ajouté à l'équation fondamentale GAA, en tant que seconde variable des salaires destinée à compléter GHM. Dans le deuxième, on a pris GMA au lieu de GHM comme variable unique des salaires dans l'équation fondamentale. Les tableaux VI et VIII résument les résultats de ces régressions pour des périodes de 1 an, 7 ans et 8 ans. On voit facilement que le fait d'ajouter GAA n'améliore pas le caractère significatif de GHM et que ni GAA, ni GMA ne s'avèrent plus satisfaisants. La première hypothèse semble donc sans fondement.

TABEAU VII

Équations multi-sectorielles, IPVI, rapports-années pour 1, 7 et 8 ans
90 industries

Rapports- années	K	PT	PD	CUM	GMA	INDE	INCE	\bar{R}^2 /S.E.
1962/61	0.30	-0.10	0.48	0.31	0.03	-0.001	0.000	0.326
1963/62	0.02	-0.12	0.46	0.65	0.02	-0.003	-0.006	0.939
1963/62 (ex. 133)	0.31	-0.15	0.36	0.51	0.02	-0.002	-0.005	0.666
1964/63	0.64	-0.15	0.01	0.52	-0.01	0.001	0.001	0.719
1965/64	0.01	0.01	0.40	0.61	-0.02	-0.002	-0.001	0.673
1966/65	0.04	-0.15	0.59	0.46	0.08	-0.004	0.001	0.624
1967/66	0.42	-0.10	0.26	0.48	-0.04	-0.001	0.002	0.549
1968/67	0.27	-0.12	0.30	0.64	-0.06	-0.001	-0.001	0.653
1969/68	0.46	-0.17	0.40	0.49	-0.14	-0.001	-0.001	0.711
1969/62	0.51	-0.27	0.29	0.60	0.04	-0.008	-0.006	0.851
1968/61	-0.23	-0.16	0.77	0.68	0.06	-0.009	-0.007	0.774
1969/61	-0.22	-0.17	0.83	0.66	0.06	-0.010	-0.008	0.847
	-0.59	-4.55	2.34	18.07	2.18	-1.97	-1.19	0.071
	-0.46	-3.64	1.55	14.09	1.92	-1.95	-1.01	0.069
	-0.23	-0.16	0.77	0.68	0.06	-0.009	-0.007	0.774
	1.38	-6.45	0.89	15.87	1.14	-1.74	-1.01	0.062
	2.50	-3.28	2.90	12.41	-2.22	-0.58	-0.43	0.021
	0.46	-0.17	0.40	0.49	-0.14	-0.001	-0.001	0.711
	1.19	-1.99	1.58	11.91	-1.07	-0.72	-0.25	0.031
	0.27	-0.12	0.30	0.64	-0.06	-0.001	-0.001	0.653
	2.75	-2.31	2.22	9.48	-0.81	-0.43	0.75	0.022
	0.42	-0.10	0.26	0.48	-0.04	-0.001	0.002	0.549
	0.26	-2.39	3.94	9.90	1.05	-2.61	0.29	0.025
	0.04	-0.15	0.59	0.46	0.08	-0.004	0.001	0.624
	0.05	0.19	2.73	12.68	-0.27	-1.09	-0.32	0.030
	0.01	0.01	0.40	0.61	-0.02	-0.002	-0.001	0.673
	3.37	-2.76	0.04	11.16	-0.11	0.49	0.44	0.023
	0.64	-0.15	0.01	0.52	-0.01	0.001	0.001	0.719
	1.74	-2.71	2.55	11.13	0.39	-1.63	-2.17	0.022
	0.31	-0.15	0.36	0.51	0.02	-0.002	-0.005	0.666
	0.14	-1.99	3.18	31.30	0.34	-2.01	-2.81	0.023
	0.02	-0.12	0.46	0.65	0.02	-0.003	-0.006	0.939
	1.73	-2.11	3.45	5.16	0.41	0.57	0.02	0.025
	0.30	-0.10	0.48	0.31	0.03	-0.001	0.000	0.326

Remarque: Hormis GMA, dont on trouvera la définition dans la Section 2, tous les termes sont identiques à ceux du tableau VI.

¹⁵ En d'autres termes, si r est inférieur à 0,21, le coefficient de régression ne sera pas significatif (avec 90 observations) pour la variable en cause lorsque la régression de l'IPVI ne s'applique qu'à ladite variable.

Enfin, la variable des salaires, GHM, a donné des résultats très médiocres, étant souvent de signe inapproprié. Même pour des longues périodes, GHM n'est que très rarement significatif. Il est très peu vraisemblable que les biais de l'IPVI et d'autres variables réduisent le caractère significatif de GHM, puisque les corrélations entre l'IPVI et GHM sont pratiquement toutes inférieures à 0,20 et ne sont pas significatives au niveau de cinq pour cent¹⁵. Dans ces conditions, on peut avancer trois conclusions: (1) GHM n'est pas significatif parce qu'il représente seulement une proportion variable de l'emploi total selon l'industrie considérée; (2) les données du recensement sur les salaires mesurent très mal les intrants en

semble donc pas constituer un problème. coefficients de corrélation dépassent rarement 0,40 et la multi-collinéarité ne rendements proportionnels croissants. Quoi qu'il en soit, dans ces cas, les suggèrent fréquemment un rapport positif entre la pression de la demande et des significatif, ni du signe approprié. Par ailleurs, les corrélations entre PD, CUM et PT indirect puisque le coefficient de corrélation entre PD et IPVI n'est ni régulièrement pour calculer PD ou d'autres liaisons dans les dates. Tout biais est assurément façon très ambiguë l'existence et la nature d'un biais dû à l'utilisation de l'IPVI Les coefficients de corrélation entre IPVI, PD, PT, et CUM n'indiquent que de

truchement de l'investissement) à la demande ne se produit que très lentement. les stocks et les ventes et que la réaction de la capacité de production (par le beaucoup moins considérable qu'on ne le pense généralement dans le rapport entre prix, soit, simplement, que les tendances de la technologie revêtent une importance plus longues. Ceci pourrait indiquer, soit que la relation est faussée eu égard aux pour les périodes brèves. PD reste toutefois relativement valable pour les périodes variable de la pression de la demande semble fournir des résultats très satisfaisants

À en juger par son signe algébrique et par la statistique t qui lui est associée, la dernier aspect semble prédominant pour les périodes aussi longues que 7 ou 8 ans. production et des variations à long terme du rythme du progrès technique. Ce fluctuations à court terme de la demande et de l'utilisation de la capacité de périodes prolongées. Ceci n'est pas surprenant puisque PT combine les effets des signe algébrique approprié. PT connaît des améliorations prononcées au cours des La variable de la productivité, PT, reste presque toujours significative et garde le supplémentaires figurent également dans le tableau VI.

années. Afin de permettre la comparaison, les résultats de ces régressions deux années, on obtient des évaluations beaucoup plus conformes à celles des autres marquée en 1963 et 1964. Si l'on exclut l'industrie 133 des régressions pour ces l'industrie 133 Raffineries de sucre, a connu une hausse de prix exceptionnellement statistique: du fait d'une forte augmentation du coût du sucre brut importé, pour 1963/1962, 1964/1963, 1963/1961 et 1964/1962 tiennent à un hasard valeur des expéditions et guère plus. Les « t » exceptionnellement hauts obtenus que les achats de matières premières représentent une proportion plutôt stable de la matières premières et de la productivité. Le niveau élevé de la statistique t indique l'est guère du point de vue analytique car elle combine les effets des coûts en

¹⁴Weiss appliquait le même raisonnement dans son étude multi-sectorielle mentionnée à la note 6.

Etant donné que la variable dépendante figure dans PT et CUM, la statistique t associée à ces deux variables et les R^2 des régressions devraient être quelque peu «gonflés». Mais aussi longtemps que les biais dus à ce phénomène et inhérents au modèle ne concernent pas, de manière systématique, DE ou CE, le modèle devrait fournir un moyen de vérification non faussé de la relation entre le pouvoir de marché et l'élasticité des prix¹⁴.

Pour ce qui est de CUM, les statistiques t restent élevées et le coefficient de régression se maintient entre 0.4 et 0.65, ce qui indique approximativement sa part du prix. Bien que cette variable soit très valable du point de vue statistique, elle ne

Remarque: Les coefficients de régression, avec les statistiques sous-jacentes, sont indiqués sous chacune des six variables et sous la constante K. Les quatre variables PT, PD, CUM, GHM, sont définies dans la section 2. R^2 est le coefficient de détermination multiple, corrigé des fluctuations aléatoires, et S.E.E. est l'écart-type de l'évaluation de la variable dépendante, IPVI, pour l'ensemble de la régression. In est le symbole logarithmique des deux variables du pouvoir de marché, soit la dimension des entreprises (DE) et la concentration des entreprises (CE). Sauf dans les cas où il est mentionné que l'industrie 133 Raffineries de sucre est exclue, la régression couvre 90 industries.

Rapports- années	K	PT	PD	CUM	GHM	INDE	INCE	\bar{R}^2 /S.E.E.
1968/64	0.02	-0.12	0.48	0.62	0.06	-0.006	0.003	0.702
1969/65	-0.54	-0.21	0.89	0.62	0.24	-0.003	0.003	0.816
1966/61	-0.15	-3.17	2.29	11.34	0.49	-0.006	-0.005	0.699
1967/62	0.66	-0.21	0.10	0.60	-0.03	-0.007	-0.003	0.715
1968/63	0.01	-0.22	0.48	0.65	0.12	-0.002	0.005	0.780
1969/64	-0.08	-0.17	0.51	0.61	0.16	-0.005	0.003	0.775
1967/61	-0.77	-0.13	1.32	0.57	0.09	-0.006	-0.002	0.695
1968/62	0.82	-0.23	-0.04	0.64	-0.02	-0.006	-0.003	0.791
1969/63	-0.33	-0.25	0.79	0.61	0.19	-0.001	0.004	0.820
1968/61	-0.37	-0.14	0.91	0.68	0.04	-0.007	-0.004	0.764
1969/62	0.31	-0.27	0.33	0.60	0.14	-0.005	-0.005	0.853
1969/61	-0.40	-0.18	0.78	0.65	0.20	-0.005	-0.005	0.848

TABLEAU VI (Suite)

Rapports- années	K	PT	PD	CUM	GHM	INDE	InCe	R ² /S.E.F.
1965/64	-0.12	0.00	0.38	0.60	0.15	-0.003	-0.001	0.678
1966/65	0.25	-0.12	0.61	0.49	-0.18	-0.005	0.001	0.629
1967/66	0.32	-0.11	0.28	0.47	0.51	-0.000	0.002	0.547
1968/67	0.43	-0.10	0.28	0.64	-0.20	-0.002	-0.002	0.660
1969/68	0.34	-0.18	0.43	0.48	-0.03	-0.002	-0.002	0.694
1963/61	-0.59	-0.07	0.97	0.68	0.05	-0.002	-0.005	0.844
1963/61 (ex. 133)	-0.28	-0.13	0.93	0.44	0.06	-0.001	-0.002	0.497
1964/62	-0.10	-0.12	0.59	0.60	0.09	-0.003	-0.006	0.907
1964/62	-0.56	-2.92	4.26	25.15	0.93	-2.02	-2.67	0.024
1964/62	0.02	-0.13	0.50	0.57	0.09	-0.003	-0.005	0.854
1964/62 (ex. 133)	0.09	-3.07	3.22	18.06	0.91	-1.77	-2.42	0.024
1965/63	-0.27	-0.16	0.59	0.65	0.20	-0.000	-0.001	0.706
1966/64	-0.31	-0.04	0.79	0.67	-0.06	-0.005	0.000	0.778
1966/64	-0.99	-0.63	3.06	15.90	-0.44	-1.98	0.10	0.040
1967/65	-0.14	-0.14	0.78	0.46	0.08	-0.004	0.003	0.625
1967/65	-0.73	-2.85	4.82	8.26	0.84	-2.18	1.09	0.031
1968/66	0.42	-0.13	0.02	0.66	0.07	-0.001	0.001	0.718
1968/66	1.42	-2.71	0.06	13.77	0.57	-0.45	0.35	0.038
1969/67	-0.20	-0.12	0.63	0.63	-0.06	-0.002	-0.002	0.867
1969/67	-0.11	-2.92	4.89	21.07	-0.70	-1.24	-0.76	0.029
1964/61	-0.27	-0.10	0.82	0.56	0.05	-0.003	-0.005	0.807
1964/61	-1.06	-1.94	3.32	16.23	0.49	-1.21	-1.33	0.038
1965/62	-0.10	-0.17	0.59	0.64	0.10	-0.004	-0.008	0.739
1965/62	-0.40	-3.44	3.10	13.27	0.96	-1.51	-2.38	0.035
1966/63	0.01	-0.20	0.53	0.66	0.04	-0.003	0.002	0.747
1966/63	0.02	-2.97	1.70	12.97	0.27	-0.73	0.40	0.052
1967/64	-0.05	-0.06	0.55	0.62	0.00	-0.006	0.002	0.693
1967/64	-0.15	-1.08	2.11	12.36	0.01	-1.81	0.47	0.049
1968/65	-0.02	-0.17	0.51	0.58	0.13	-0.004	0.004	0.642
1968/65	-0.05	-3.21	1.65	10.06	1.20	-1.29	0.98	0.046
1969/66	0.23	-0.15	0.25	0.64	0.07	-0.002	-0.000	0.855
1969/66	0.83	-3.85	1.19	19.18	0.72	-0.78	-0.03	0.038
1965/61	-0.43	-0.12	0.95	0.57	0.08	-0.003	-0.006	0.737
1965/61	-1.64	-2.65	3.98	12.61	0.87	-1.08	-1.44	0.041
1966/62	0.87	-0.23	-0.05	0.62	-0.09	-0.007	-0.005	0.751
1966/62	2.23	-4.78	-0.14	11.99	-0.80	-2.14	-1.05	0.044
1967/63	-0.15	-0.18	0.60	0.66	0.09	-0.003	0.004	0.721
1967/63	-0.31	-2.78	1.45	12.36	0.75	-0.79	0.72	0.057

Il n'y a pratiquement pas d'industries qui abritent des entreprises de grande envergure et aient une faible concentration. L'étendue limitée du marché canadien explique probablement le plus grand nombre d'industries où les firmes sont petites et la concentration élevée. Quoi qu'il en soit, les valeurs de Ce et de DE pour l'échantillon de 90 industries s'avèrent suffisamment dispersée pour qu'on puisse évaluer leur importance comme causes possibles de la rigidité des prix.

RÉGRESSIONS MULTI-SECTORIELLES – Échantillon de 90 industries

Le modèle fondamental «expliquait» la variable dépendante, IPVI, comme une fonction linéaire simple de quatre variables – PT, PD, CUM, GHM – et une constante, K. Chacune des cinq variables était exprimée comme un rapport simple pour des périodes variant de une à huit années. On pouvait donc étudier 36 périodes distinctes, mais non indépendantes. Étant donné la durée de la période minimum en cause, aucune des variables n'était décalée dans le temps. En effet, la plupart des réactions décalées devrait survenir en une année. Les deux variables du pouvoir de marché, DE et Ce furent également incluses dans les régressions afin de déterminer si elles pouvaient contribuer à expliquer tout ou partie de la variation des prix relatifs que les quatre autres variables laisseraient inexpliquée. DE et Ce sont exprimées en logarithmes.

Finalement, les régressions se présentaient donc comme suit:

$$\frac{IPVI_t}{IPVI_{t-k}} = f \left[K, \frac{PT_t}{PT_{t-k}}, \frac{PD_t}{PD_{t-k}}, \frac{CUM_t}{CUM_{t-k}}, \frac{GHM_t}{GHM_{t-k}}, \ln DE, \ln Ce \right]$$

où t varie de 1962 à 1969 et k de 1 à 8.

Le tableau VI résume les résultats des 36 régressions. Avant d'examiner les deux variables du pouvoir de marché, nous essaierons d'évaluer les quatre variables fondamentales.

TABLEAU VI
Equations multi-sectorielles
IPVI, rapports pour des périodes de 1 à 8 années, échantillon
de 90 industries

Rapports- années	K	PT	PD	CUM	GHM	ln DE	ln Ce	R ² /S.E.E.
1962/61	0.28	-0.10	0.46	0.31	0.06	-0.001	0.000	0.327
1963/62	1.49	-2.15	3.36	5.17	0.53	-0.53	0.15	0.025
1963/62	0.02	-0.12	0.45	0.65	0.03	-0.003	-0.006	0.939
1963/62	0.13	-1.99	3.20	30.88	0.26	-2.00	-2.81	0.023
1963/62	0.25	-0.16	0.34	0.50	0.11	-0.002	-0.005	0.670
(ex. 133)	1.42	-2.90	2.54	10.58	1.00	-1.70	-2.30	0.022
1964/63	0.64	-0.15	0.01	0.52	-0.02	0.001	0.001	0.719
1964/63	2.87	-2.79	0.06	11.10	-0.10	0.44	0.43	0.023
1964/63	0.19	-0.13	0.35	0.58	0.02	-0.000	-0.000	0.697
(ex. 133)	0.98	-2.59	2.25	11.51	0.46	-0.18	-0.20	0.020

TABLEAU V

Nous avons examiné tous les moyens d'identifier les liens de parenté entre firmes. Le catalogue 61-508 du BFS, *Liens de parenté entre firmes* (1967) couvre toutes les sociétés du Canada dont les ventes ou les actifs dépassaient respectivement 500 000 ou 250 000 dollars en 1967. Il indique tous les liens de parenté impliquant la possession par d'autres sociétés de 10 pour cent ou plus des actions conférant droit de vote d'une société. Dans notre étude, nous avons considéré que l'identité entre la filiale et la société-mère ne s'établissait qu'au-dessus d'une participation de 30 pour cent. En pratique, la fixation de ce niveau minimum n'entraînait l'exclusion que d'un très petit nombre de liens identifiés par le BFS; et la plupart des sociétés exclues étaient des sociétés d'investissement.

Les données sur les actifs des sociétés à propriété canadienne proviennent de la documentation habituelle, en particulier du service d'études sur la situation financière des sociétés du *Financial Post*. Pour les sociétés constituées aux États-Unis, on s'est essentiellement servi du *Industrial Survey* de Moody. La liste publiée chaque année par le magazine *Fortune*, sur les 500 plus grandes sociétés industrielles américaines, inclut une forte proportion des sociétés américaines finalement couvertes par notre enquête sur 90 industries. Cependant, les publications de Moody nous ont fourni des renseignements supplémentaires sur les liens de parenté entre sociétés américaines lorsque ceux-ci ne figuraient pas dans le catalogue du BFS. En ce qui concerne les sociétés européennes, la liste publiée annuellement par *Fortune* sur les 200 plus grandes sociétés industrielles non américaines s'est avérée une source de renseignements utile sur les actifs des sociétés, que l'on a complétée avec le *Beerman's Financial Year Book of Europe*. Cependant, en général, les sociétés européennes dévoilaient beaucoup moins de renseignements que les sociétés canadiennes ou américaines. Même avec cette limitation et d'autres omissions mineures de liens de parenté entre firmes, on a identifié et pris en compte la plupart des grandes entreprises.

Nous terminerons cette section avec une brève comparaison des deux évaluations du pouvoir de marché. Exprimés en logarithmes, Ce et DE montrent une certaine corrélation ($r = -0,5281$), c'est à dire que le «petit nombre» est associé avec la «grande dimension». Ceci n'a rien de surprenant puisque Cf dépend en partie de la dimension de l'industrie et de la dimension d'usine correspondant au seuil d'efficacité. Le tableau V indique la répartition des industries selon des catégories assez larges.

Dimension et concentration des entreprises		Dimension des entreprises		Concentration des entreprises en 1967	
2,000 et plus	5	3	1	0	0
de 1,000 à 1,999	2	4	5	2	0
de 500 à 999	6	6	2	1	0
de 200 à 499	4	2	5	6	0
de 100 à 199	2	4	2	2	5
Moins de 100	1	2	3	4	11
TOTAL	20	21	18	15	16
	1-4	4-8	8-20	20-60	60+
	Total				

Dans le cas des entreprises de grande envergure, la conception économique théorique de la firme ne correspond pas toujours au concept légal de la société. Toutefois, la publication d'un état des revenus et d'un bilan consolidés représente un bon critère empirique d'identification d'une entité financière correspondant mieux à la notion de firme que, par exemple, le concept de l'établissement (souvent équivalent à l'usine dans la théorie économique) ou de la société filiale (souvent une division de la société-mère.) Bien sûr, le degré de décentralisation de la responsabilité varie d'une société à l'autre et l'identité de la firme reste donc toujours quelque chose d'assez vague. Néanmoins, dans notre étude, nous avons considéré que la plus grande société d'un complexe industriel représentait la «firme» dans chaque cas, à une exception près. On a exclu les sociétés dont les activités sont purement financières ou étrangères à la gestion directe, comme les sociétés de fiducie.

En principe, les sociétés à capital privé et les entreprises non constituées en société du Canada ne publient pas d'états financiers, mais on peut raisonnablement supposer que la majorité, sinon la totalité, de ces entreprises appartient à la catégorie des «petites» entreprises. Ainsi, la spécification de la valeur minimum des actifs permet d'éviter, si elle ne le résoud pas, le problème du caractère incomplet des informations dévoilées. D'une certaine façon, ce problème devient identique à celui d'identifier les liens de parenté entre petites et grandes sociétés.

La collecte et la compilation des données sur les sociétés utilisées pour évaluer DE soulèvent deux grands problèmes: le caractère incomplet des renseignements communiqués sur les actifs des sociétés et sur les liens de parenté entre entreprises. Notre objectif consistait à évaluer l'importance des grandes firmes. On a choisi une valeur des actifs de cent millions de dollars comme ligne de démarcation entre les «grandes» et «petites» entreprises. La revue *Canadian Business* publie chaque année une liste des plus grandes sociétés industrielles du Canada qui rendent publique leur situation financière. Sur les 300 sociétés figurant dans la liste pour 1968, un tiers seulement avait des actifs supérieurs au minimum fixé. Cependant, nombre des autres sociétés de cette catégorie et, en règle générale, la plupart des «grandes» entreprises de l'échantillon de 90 industries étaient des filiales de grandes sociétés-mères étrangères. Dans ces conditions, la valeur minimum fixée s'avérerait réaliste.

Catégories de DE		Nombre d'industries	
Moins de 100 millions	21	15
De 100 à 199 millions	17	15
De 200 à 499 millions	15	13
De 500 à 999 millions	5	4
De 1,000 à 1,999 millions	5	90
De 2,000 à 4,999 millions		
5,000 millions et plus		
Total		

TABLEAU IV
Répartition des industries selon la dimension des entreprises

On trouvera dans le tableau 1 la liste des valeurs finale de DF employées dans l'analyse multi-sectorielle. La répartition des industries selon certaines catégories de DF apparaît dans le tableau IV.

On a assigné un DF nul à quatre des industries; pour environ une douzaine d'autres industries, la valeur de DF était bien inférieure au minimum requis de 100 millions. Ces valeurs ne représentent pas des évaluations précises de la dimension des entreprises si on les considère dans l'optique de catégories séparées, mais elles sont valables pour l'échantillon de 90 industries pris dans son ensemble car elles indiquent l'absence relative ou complète d'entreprises «de grande envergure».

3651	Raffinage du pétrole	12 466
163	Pneus et chambres à air	2 263
271	Usines de pâtes et papiers	1 032
294	Fonderies de fer	634
341	Ciment	112
129	Boulangeries	42
<hr/>		
Industrie		Dimension moyenne
		des entreprises,
		d'après les actifs
		(en millions de dollars)

Si l'on en juge d'après les données recueillies sur les actifs des sociétés, cette définition fournit une évaluation grossière mais plausible de la dimension relative des firmes des différentes industries. Quelques exemples illustrent l'ordre de grandeur des actifs en cause:

où DE_j est la dimension moyenne des entreprises de la j^{me} industrie, A_{ij} la valeur totale des actifs de la i^{me} entreprise de la j^{me} industrie et LS_j la limite supérieure de la concentration des établissements utilisée pour calculer Cf. Cette définition implique que, par hypothèse, tous les établissements des sociétés dont les actifs sont enregistrés appartiennent à LS_j .

$$DE_j = \frac{A_{ij} \cdot N_{ij}}{LS_j}$$

Afin de supprimer les effets de déformation des inégalités entre les parts de marché, on a utilisé la limite supérieure de Cf pour calculer la dimension moyenne des entreprises dans une industrie. La moyenne pour l'industrie a donc décru dans la mesure où la limite supérieure de Cf était plus grande que le nombre d'établissements retenus. La variable de dimension des entreprises finalement adoptée aux fins de nos tests statistiques peut se définir comme suit:

inclus dans le calcul de la moyenne par industrie que les firmes dont les actifs dépassaient cent millions de dollars. Par conséquent, pour deux tiers environ des 90 industries considérées, le nombre d'établissements appartenant à des firmes ayant de tels actifs était inférieur à la concentration des établissements évaluée pour l'industrie. En d'autres termes, les entreprises dont les actifs dépassaient cent millions de dollars produisaient moins de 80 pour cent du total de l'industrie. Pour les autres, le nombre d'établissements se tient entre la moyenne et la limite supérieure de Ce.

13 BFS 61-207

Le calcul de la dimension moyenne des entreprises dans une industrie pose un problème majeur: dans la plupart des industries, la part occupée par les firmes sur le marché est très variable. Une moyenne simple pour toutes les firmes fournit donc une image considérablement déformée. L'idéal serait de prendre une moyenne pondérée en fonction de la part de marché — en termes de ventes ou de production. Etant donné l'absence de telles informations, la mesure adoptée finalement ne pouvait que correspondre à une solution de compromis en pratique. On a pondéré la valeur des actifs de l'entreprise selon le nombre d'établissements possédés par la firme dans chaque industrie. Pour des raisons pratiques décrites ci-dessous, on n'a

collecté de ces données. suivant, nous décrirons brièvement les sources statistiques et les méthodes de devra recourir aux états financiers des différentes sociétés. Dans le paragraphe comme celle de *Statistique financière des sociétés*¹³, ne conviendront pas et on industries. Ainsi, les statistiques publiées pour les actifs des sociétés, par industrie, dimension totale des firmes opérant dans plusieurs industries, pour chacune de ces on devrait considérer dans notre évaluation de la dimension de l'entreprise la Afin de tenir compte du pouvoir de marché conféré par l'envergure industrielle, semble le mieux approprié à nos fins.

nous entendons par dimension de la firme, mais les actifs totaux nous ont alimentaires. Aucun indice ne permettra évidemment à lui seul de cerner ce que entreprises préparant les viandes et d'autres firmes de traitement des produits de matières premières avec de faibles niveaux de valeur ajoutée; c'est le cas des manufactures dont les niveaux de ventes élevés tiennent à l'utilisation massive raffinage de pétrole. Les ventes exagèrent la dimension des grandes entreprises dimension des firmes utilisant beaucoup de capital, telles que les sociétés de tion. L'emploi n'est pas un indice satisfaisant puisqu'il minimise la très grande globale et de la capacité de production, compte tenu bien sûr des aléas de l'évaluation, par exemple, parce qu'ils sont la meilleure indication de l'assise financière comme critère de la dimension des entreprises de préférence aux ventes ou à *Dimension des entreprises*. On a choisi les actifs totaux (à leur valeur comptable)

1967 que celle du BFS.

quatre cas, l'évaluation de Stewart pour 1964 est plus proche de l'évaluation pour l'emploi minimise la concentration du point de vue des ventes. En réalité, dans 378 Produits chimiques industriels. On admet généralement que la concentration de BFS à la sienne. Ces industries sont: 153 Produits du tabac, 183 Filés et tissus de coton, 271 Usines de pâtes et papiers, 357 Abrasifs, 3651 Raffinage du pétrole, et mais, dans chaque cas, ceci provient du fait que Stewart a préféré l'évaluation du Six autres industries semblent être passées d'une catégorie à l'autre entreprises.

du pouvoir de marché provenant de l'importance industrielle des grandes chiffres. Ces remarques ne servent qu'à souligner le besoin d'une autre évaluation liens de parenté ne modifient pas la concentration au niveau de trois ou quatre étrangères n'appartenant pas elles-mêmes au secteur manufacturier canadien. De tels opérant dans différentes industries ou (2) des filiales canadiennes de sociétés

La proportion d'industries à forte concentration est un peu plus grande dans notre échantillon de 90 industries que dans l'ensemble des industries manufacturières canadiennes. Néanmoins, la répartition est assez identique pour les cinq catégories. Sur les 85 industries comparables des deux échantillons, 20 appartiennent à des catégories différentes. Sept pourraient être définies comme des cas limites. Pour 4 industries, Ce et Cf ont connu une baisse prononcée de 1964 à 1967 (201 Textiles synthétiques, 216 Tapis et carpettes, 231 Bas et chaussettes, et 348 Béton préparé). Une seule industrie (193 Filatures de laine) est passée dans une catégorie supérieure du seul fait de la variation de Cf, tandis que seulement deux autres (131 Confiseries et 143 Distilleries) ont dû leur accès à une catégorie supérieure à la prise en compte des liens de parenté entre firmes. Bien entendu, ceci ne concerne pas les modifications au sein des très larges catégories inférieures. Il reste néanmoins que le fait de considérer les liens de parenté entre firmes ne modifie pas substantiellement les évaluations obtenues. Le nombre d'entreprises possédant plusieurs établissements est considérable mais, au sein d'une industrie donnée, la plupart de ces entreprises correspondent à des sociétés uniques. La grande majorité des liens de parenté entre firmes concerne (1) des établissements

Répartition de la concentration des «firmes» estimée				
85 industries comparables	Echantillon de Stewart pour 1964	Echantillon pour 1967	(nombre d'industries)	
			1964	1967
Très élevée	26	20	13	18
Élevée	42	21	25	20
Assez élevée	47	18	17	18
Assez faible	35	15	17	14
Faible	31	16	13	15
TOTAL	181	90	85	85

TABLEAU III

Le tableau I indique l'évaluation finale de Ce pour 1967, ainsi que la valeur estimée par Stewart en 1964. Cette comparaison appelle un bref commentaire. Étant donné le caractère approximatif des données brutes et l'imprécision des méthodes d'évaluation, les deux estimations sont étonnamment proches dans la majorité des cas. Bien entendu, la concentration ne devrait pas varier de manière considérable au cours d'une période de trois ans. Dans le tableau III on trouvera la distribution des deux échantillons établie à partir de la classification de Stewart.

L'importance de quelques résultats aberrant dus à l'une des hypothèses. Étaient très voisines et le principal effet de notre méthode fut d'atténuer pour obtenir l'estimation finale de Ce. Dans la plupart des cas, les six évaluations comme base de calcul de Ce. Enfin, on a calculé la moyenne de ces six évaluations nouveau appliqué la méthode ci-dessus en utilisant la valeur-limite supérieure de Cf nombre d'établissement ayant une entreprise parente était supérieur à Cf, on a de entreprises requis pour expliquer 80 pour cent des ventes. En outre, comme le

On trouvera dans le tableau I¹⁰ les valeurs de Cs obtenues par Stewart pour

les 90 industries de notre échantillon.

Dans le cadre de notre étude, nous sommes livrés à une évaluation similaire de la concentration des firmes à partir des données des expéditions de 1967, pour les 90 industries de notre échantillon. La concentration des entreprises, Ce, rend compte, à la différence de Cs, des liens de propriété entre les sociétés, lorsque ces liens existent au sein d'une même industrie. L'édition de 1967 de la publication *Liens de parenté entre firmes*¹, préparée conformément aux dispositions de la Loi pour déceler et enregistrer les liens de propriété unissant les grandes sociétés mères; par grandes, on entend les sociétés mères dont les actifs totaux dépassaient cent millions de dollars en 1968.

Afin d'obtenir une évaluation de la concentration des entreprises, on a d'abord appliqué la méthodologie de Stewart et calculé Cf pour 1967. Son hypothèse simple s'est avérée applicable au calcul de Ce pour 57 des 90 industries, mais on a énuméré les «entreprises» possédant plusieurs établissements plutôt que les sociétés¹². Dans le cas de trois industries — 161 Chaussures en caoutchouc, 163 Pneus en caoutchouc et 3561 Verrières — pour lesquelles les expéditions ne sont pas classées par taille d'établissement, on s'est fondé sur l'enquête sur l'emploi effectuée par le BFS en 1962 pour attribuer une valeur à Ce. Dans chacun de ces cas, le nombre d'établissements et de firmes est plutôt restreint et le choix se résume à définir la concentration comme «élevée» ou «très élevée».

Mais, pour les 30 autres industries, on a dû abandonner l'hypothèse de Stewart au profit d'une méthode plus complexe car le nombre d'entreprises appartenant à des firmes en possédant plusieurs au sein d'une industrie était supérieur à l'évaluation de Cf, situation incompatible avec l'hypothèse mentionnée dans la note 9. Étant donné que les statistiques des ventes ne sont actuellement dévoilées que selon des catégories très vastes, toute estimation de la concentration des firmes ne peut être au mieux qu'une conjecture. La méthode la plus adéquate semble donc consister à calculer plusieurs évaluations pour chaque industrie avec trois hypothèses diffèrentes quant à la part occupée par les firmes sur le marché de chaque industrie, puis à prendre la moyenne simple des valeurs obtenues comme évaluation finale afin d'éviter les erreurs «brutes» que pourrait receler chacune d'entre elles prise à part. En fait, ces trois hypothèses revenaient simplement à classer les firmes par ordre décroissant selon trois critères. (1) le nombre d'établissements qu'elles possèdent au sein de chaque industrie, (2) la valeur des actifs de la société mère, et (3) la valeur des actifs de la société mère pondérée en fonction du nombre d'établissements (1). On a utilisé ces trois classements et le Cf estimé pour évaluer le nombre de grandes

¹⁰ A cet égard, on devrait remarquer que dans deux cas, 101 Abattage et traitement des viandes et 105 Fabriques laitières, Stewart a calculé ses évaluations au niveau de quatre chiffres seulement, tandis que dans trois autres cas, 161 Chaussures de caoutchouc, 163 pneus en caoutchouc et 3561 Verrières, on a classé les données du recensement au niveau de deux chiffres seulement pour les produits en caoutchouc et au niveau de trois chiffres seulement pour les produits en verre. Dans ces cas, seule l'évaluation de l'enquête sur l'emploi du BFS est indiquée par la catégorie correspondante.

¹¹ BFS 61-508.

¹² En d'autres termes, Ce est défini par $Cf - (Pf - Pe)$, où Pf est maintenant le nombre d'établissements appartenant à des entreprises qui en possèdent plusieurs et Pe le nombre de ces entreprises.

concentration des établissements (Cs) et de la concentration des sociétés (Cs) pour chaque industrie. Pour la concentration des établissements, on pourrait aussi parler de concentration des «fabriques». On définit la concentration comme le nombre d'établissements (ou de fabriques, de sociétés ou d'entreprises, selon le cas) de grande dimension qui représente 80% des ventes de l'industrie.

À partir des données sur les expéditions de 1964, Stewart a évalué des taux de concentration des fabriques pour 181 industries à trois ou quatre chiffres.⁷ Stewart a appliqué la méthodologie élaborée par Rosenbluth dans une étude antérieure concernant les données de 1948⁸; son évaluation de Cf est une moyenne simple des limites supérieures et inférieures de la concentration des établissements, telles que déterminées par les contraintes relatives au nombre et aux ventes des établissements au sein de chaque catégorie, et par les valeurs limites (mesurées selon la valeur des expéditions) de chaque catégorie de dimension.

Stewart a également évalué la concentration des sociétés, Cs, ou ce qu'il appelle la concentration des «firmes». Pour cela, il a d'abord déterminé le nombre de sociétés possédant plusieurs établissements dans chaque industrie en se basant sur le critère légal du nom de la société; puis il a supposé que tous les établissements appartenant à de telles sociétés font partie de la catégorie prise en compte dans Cs⁹. Cette hypothèse sera plus ou moins valable selon les industries, mais, étant donné qu'on ne dispose d'aucune information sur la part de marché de chaque établissement, il semble que ce soit la seule applicable. Néanmoins, on a comparé cette évaluation de Cs avec les résultats d'une enquête non publiée du BFS sur l'emploi par société en 1962. Et dans plusieurs cas où l'écart entre les deux mesures était prononcé, Stewart a retenu l'évaluation du BFS de préférence à la sienne. Les valeurs obtenues pour Cs furent réparties en cinq grandes catégories. Lorsque les deux évaluations impliquaient deux catégories différentes, Stewart a simplement indiqué la catégorie du BFS afin de préserver le caractère confidentiel de l'enquête sur l'emploi. Ses résultats se présentent comme suit:

Cs	
Catégorie	Description
4 entreprises et moins	Très élevée
de 4 à 8 entreprises	Élevée
de 8 à 20 entreprises	Assez élevée
de 20 à 60 entreprises	Assez faible
plus de 60 entreprises	Faible

⁷Max D. Stewart, «Concentration in Canadian Manufacturing and Mining Industries», Document de recherche préparé pour le Rapport provisoire sur la politique de la concurrence, Conseil économique du Canada, août 1970. La méthodologie de cette étude est examinée dans les pp. 78 à 83.

⁸G. Rosenbluth, *Concentration in Canadian Manufacturing Industries*, National Bureau of Economic Research, Princeton, 1957.

⁹Si Cf est la concentration des établissements, Pf le nombre total d'établissements appartenant à des sociétés qui en possèdent plusieurs, et Ps le nombre de ces sociétés, (Pf - Ps) est le nombre d'établissements «additionnels» appartenant à la catégorie Ps; la concentration des sociétés, Cs, devient alors Cs = Cf - (Pf - Ps), en supposant que Pf est inclus en totalité dans la catégorie Cf. (Si cette hypothèse n'est pas correcte, le hasard pourrait faire que les Cs obtenus soient négatifs.)

Avec les listes des établissements classés dans chaque industrie qui y sont jointes, ces données fournissent une base approximative et commode d'évaluation de la

recensement de 1967. restrictions de la *Loi sur la statistique* (secret statistique) et n'existent que depuis le total de leurs ventes. Ces statistiques sont publiées pour la plupart des industries d'établissements. Pour chaque catégorie, il indique le nombre d'entreprises et la la valeur des expéditions en distinguant, selon leur dimension, plusieurs catégories *Concentration*. Le recensement annuel des manufactures fournit les données sur première caractéristique.

sont également pour la dimension des entreprises, nous examinerons d'abord la Etant donné que certains des concepts utilisés pour évaluer la concentration le relatives des moyennes de l'industrie n'ont guère changé. années, par croissance interne ou par fusion, dans la majorité des cas, les positions la plupart des entreprises se soient considérablement développées durant les neuf les pages qui suivent suggèrent que la concentration reste assez invariable. Bien que restées relativement stables au cours de ladite période. Les données présentées dans étudiée, en supposant que ces deux caractéristiques de la structure industrielle sont variables pour 1967 sont explicatives pour l'ensemble de la période de neuf ans qui existent entre les sociétés au niveau de la propriété. On a considéré que les deux partir des données de 1967 afin d'utiliser les informations disponibles sur les liens On a calculé les variables de la dimension des firmes et de leur concentration à

LA DIMENSION DES FIRMES ET LA CONCENTRATION

Dans la section 4, nous décrirons et nous évaluerons la valeur de ces variables, et de quelques autres possibles, du point de vue de l'explication des variations des prix relatifs. On trouvera également dans cette section les résultats obtenus avec les deux variables du pouvoir de marché. Les méthodes appliquées pour mesurer la dimension des firmes et leur concentration font l'objet de la section suivante.

$$CUM = MP/QV$$

$$PD = VE/VP$$

$$PT = QV/TE$$

riable additionnelle dans un cas

$$GAA = (S - SP) / (TE - TP) \text{ retenu comme va-}$$

En résumé, les quatre variables retenues pour le modèle de prix sont:

Etant une variante du rapport stocks/ventes de la forme $(VE/VE-VP)$ et étant équivalent à QV/QP , VE/VP est évidemment une évaluation très simple et grossière de la pression de la demande. Nous sommes confrontés encore une fois au problème maintenant familier de QV en tant que mesure de la production. Si on n'évalue les stocks qu'à leur coût en matières premières, VE/VP devrait souffrir d'un biais à la hausse dans la mesure où les augmentations des prix sont supérieures à l'accroissement des coûts unitaires en matières premières. Si ces derniers sont plus forts que les hausses de prix, PD deviendra beaucoup moins significatif du point de vue des prix. On peut étendre cette observation aux coûts unitaires de fonctionnement si les valeurs des stocks comprennent aussi un coût imputé à la main-d'œuvre.

Mises à part les deux variables-substituts peu satisfaisantes de l'utilisation de la capacité de production (en réalité de l'utilisation de la main-d'œuvre) que sont HT/TP et TP/TE, le rapport entre les expéditions et la production représente la seule évaluation valable de la pression de la demande fournie par les statistiques du recensement. On peut définir très simplement la pression de la demande par $PD = VE/VP$. DP devrait être explicitement relié au prix sur la base des hypothèses suivantes: (1) Pendant les périodes de faible demande, les entreprises ne réduiront pas la production en proportion du volume des ventes afin d'éviter les coûts unitaires — fixes et de fonctionnement — excessifs qui vont de pair avec de faibles taux d'utilisation de la capacité de production et une productivité faible. Pendant les périodes de forte pression de la demande, lorsque les firmes approchent de la limite de leur capacité, ou l'atteignent, elles préféreront honorer les commandes en cours à même leurs stocks plutôt que de supporter des coûts unitaires croissants en produisant à pleine capacité ou au delà.

Pression de la demande (PD)

Comme pour les salaires, on dispose ici de plusieurs options. QV/HT ou QP/HT peuvent sembler des choix évidents, mais VE et VP concernent le total des opérations manufacturières tandis que HT ne se rapporte qu'à la production. Bien que QV/TE et QP/TE soient affectés par l'incertitude résultant du problème de la rotation de l'emploi dans la composante TP de TE, ils ont l'avantage de confronter deux conceptions de l'ensemble des opérations manufacturières. Ici encore, on a choisi QV de préférence à QP pour des raisons d'évaluation.

Productivité du travail (PT)

Tel que défini, CUM correspond à un concept de revenu, par opposition au concept de coût des biens produits. Une possibilité d'éviter cette difficulté consisterait à supposer que les stocks ne sont évalués qu'au coût des matières premières de telle façon que (MP — VS) devient le coût en matières premières des produits vendus. CUM se définirait alors par le rapport $(MP - VS)/QV$.

Nous avons donc utilisé la variable CUM, moins satisfaisante du point de vue de l'analyse. On a défini CUM par le rapport MP/QV plutôt que MP/QP (où QP correspond à VP corrigé de l'inflation à l'aide de l'IPVI) parce que QV représente l'évaluation la plus fiable en volume, même si, par sa conception, QP est la mesure la plus appropriée de la production applicable à MP.

Un indice du coût du facteur «matières premières» ($CFM = MP/Intrants$ de matières premières) serait de beaucoup préférable à un indice des coûts unitaires en matières premières ($CUM = MP/Production$); en effet, CUM sera fonction de CFM et de la productivité. Les données du recensement sur les quantités de chaque matière première utilisée dans la production sont trop sommaires pour fournir une évaluation du total des intrants de matières premières. Les tableaux de relations inter industrielles publiés pour l'économie canadienne ne sont pas présentés avec le niveau de décomposition à trois chiffres qui serait approprié pour notre étude. Sans un indice des intrants de matières premières, nous n'avons pas pu calculer CFM à partir de MP.

Les coûts unitaires en matières premières

(d) $GAA = (S - SP) / (TE - TP)$ Les gains annuels des employés autres que ceux de la production devraient compléter de manière satisfaisante GHM car la plupart des employés de ce groupe résiduel sont rétribués selon des échelles annuelles équivalentes et devraient être moins sujets à des changements d'emploi. Malheureusement, on ne dispose pas des statistiques des heures de travail et des salaires des employés de cette catégorie qui sont rémunérés sur une base horaire.

(c) $GAP = SP/TP$ Comme GHM, les gains annuels par travailleur employé à la production seront plus ou moins significatifs. Ils ont en outre le défaut d'être sensibles au renouvellement de l'emploi et aux fluctuations des heures de travail annuelles moyennes (HT/TP). GHM est donc une mesure beaucoup plus satisfaisante.

(b) $GHM = SP/HT$ Les gains horaires moyens des travailleurs employés à la production devraient fournir une évaluation satisfaisante du taux de salaires de cette catégorie d'employés. Toutefois, du point de vue des prix, elle sera plus ou moins significative selon les industries car la proportion du total des salaires et des employés que représentent les salaires et les employés du secteur de la production varie d'une

fiabilité de cette série à cause du problème du renouvellement des employés au

cours du mois.

SP Salaires des travailleurs employés à la production

HT Heures de travail payées pour la production

Ces deux séries se rapportent à la série précédente de l'emploi; ensemble, elles devraient fournir une évaluation assez fiable des gains horaires, dégaagée des problèmes de fluctuations saisonnières et de renouvellement de l'emploi.

TE Nombre total d'employés. Outre TP, cette série inclut trois autres catégories: les ventes et la distribution, les bureaux et l'administration, et les travailleurs employés à la production non manufacturière. Elle exclut la petite catégorie des travailleurs établis à leur compte et des associés. Les deux premières sous-catégories devraient être relativement peu affectées par les problèmes de rotation de l'emploi. Le recensement les décrit, en termes vagues, comme corrigées des variations saisonnières et de l'emploi à temps partiel. Au mieux, TE devrait fournir une évaluation brute des niveaux moyens des revenus annuels lorsque on le combine avec les séries suivantes.

S Salaires. Cette série se rapporte au nombre total d'employés décrit ci-dessus. Elle exclut aussi la petite catégorie des rémunérations perçues par les travailleurs établis à leur compte et en association.

VP Valeur de la production des opérations manufacturières Le recensement définit cette série comme la somme algébrique $VE - VS$. Par définition, celle-ci est équivalente à $VA - MP$, où VA est la valeur ajoutée par les opérations manufacturières. (En termes stricts, $VP = VE -$ valeur de la variation nette des stocks, qui pour être très différente de la variation nette de la valeur des stocks (VS).)

À partir de ces séries et de l'IPVI, nous avons essayé d'évaluer (1) le niveau des salaires, (2) la productivité de la main-d'œuvre, (3) les coûts unitaires en matières premières et (4) la pression de la demande.

Les problèmes inhérents aux statistiques du recensement tiennent à deux aspects principaux. Premièrement, il n'existe pas de série indépendante exprimée en quantité pour les ventes ou la production, ni de coefficient de déflation indépendant pour VE ou VP. Par conséquent, on doit utiliser la variable dépendante elle-même pour obtenir au moins deux des quatre variables. Deuxièmement, puisque on ne compile pas, de manière complète à un niveau de trois ou quatre décimales, des séries statistiques des commandes, on doit abandonner le rapport commandes-expéditions en tant que mesure de la pression de la demande au profit du rapport entre les expéditions et la production. De plus, bien que l'on puisse valablement corriger VE de l'inflation à l'aide de l'IPVI pour obtenir un indice des quantités vendues (QV), il n'est pas évident que l'IPVI soit le coefficient de déflation le mieux approprié à VP; en effet, cette dernière variable est constituée par la somme d'une série de revenus et d'une série de valeurs comptables.

En bref, on est obligé d'effectuer plusieurs choix délicats en ce qui concerne l'évaluation la plus fiable de chacune des quatre variables indiquées. Les options les plus évidentes se présentent comme suit:

Niveau des salaires

(a)

$GMA = S/TE$. Les gains moyens annuels par employé ont l'avantage de comprendre tous les coûts en main-d'œuvre, mais ils comportent deux défauts. Le problème de la rotation de l'emploi, particulièrement pour la variable TP, en diminue la fiabilité. De plus, on peut concevoir que GMA décroisse même quand les niveaux des salaires annuels de tous les employés — à la production et autres — s'élèvent. Cette anomalie apparente tient à la hausse du rapport TP/TE lorsque le taux d'utilisation de la capacité de production est élevé. En effet, les gains annuels moyens des travailleurs employés à la production sont généralement bien inférieurs à ceux de tous les autres travailleurs.

VE	<i> Valeur des expéditions</i> de produits manufacturés. Probablement la plus fiable de toutes les séries, elle inclut les revenus de toutes les opérations manufacturières, y compris les ventes et la distribution, moins les taxes de vente et les droits d'accise. Toutefois, elle exclut les revenus provenant des ventes de biens importés et les revenus procurés par les autres transactions concernant des produits finis.
VS	Variation nette de la <i>valeur des stocks</i> de produits finis et semi-finis. Ce poste apparaît comme une valeur comptable et on peut douter de la possibilité de le corriger de l'inflation à l'aide de l'IPVI pour obtenir une série correspondante exprimée en quantité. La valeur déclarée pour les stocks pourrait être leur valeur de marché, ou leur coût, ou, plus probablement, quelque valeur intermédiaire incluant des coûts imputés à la main-d'œuvre et/ou au capital.
MP	<i>Achats de matières premières</i> . Selon le recensement, cette série, qui inclut les coûts en combustibles et en électricité, ne comprend que les achats de matières premières réellement utilisées pour les opérations manufacturières. C'est-à-dire qu'on applique le concept de coût des biens produits, en excluant vraisemblablement tous les achats de matières premières qui ne sont pas réellement utilisées pour des opérations manufacturières pendant l'année considérée.
TP	<i>Travailleurs employés à la production et aux activités connexes</i> . Cette série ne concerne que les opérations manufacturières; elle inclut l'entreposage mais exclut les transports. Étant une moyenne annuelle, elle évite les erreurs «brutes» dues aux fluctuations saisonnières et cycliques. En effet, c'est une moyenne simple du nombre de travailleurs percevant une rémunération pendant la dernière période de paie de chaque mois de l'année civile. Cependant, on peut mettre en doute la

recensement pour bâtir un modèle de l'évolution des prix relatifs comme suit:

On peut décrire et évaluer les neuf séries fondamentales choisies dans le prix pendant une récession prolongée n'apparaissent pas dans notre étude.

des industries manufacturières. Par conséquent, les caractéristiques cycliques des limite notre analyse à une période d'expansion presque ininterrompue de l'ensemble n'avons pas été en mesure d'étudier l'évolution antérieure à 1961 au Canada. Ceci a ques (anciennement classification type des industries) survenue en 1960, nous Malheureusement, du fait de la révision de la classification des activités économi-extrait la plupart des données des documents préliminaires correspondants. chaque année dans le cadre du recensement des manufactures. Pour 1969, on a proviennent des divers documents sur les industries individuelles que le BFS publie

Les neuf séries décrites ci-dessous, recueillies sur la base de l'année civile, nous brièvement ces limitations.

considérablement l'éventail et la qualité des variables explicatives. Nous examinene-«courte période» assez prolongée. En outre, les données du recensement restreignent recensement limitent la vérification du comportement des prix à court terme à une adéquate de l'hypothèse du pouvoir de marché. D'un autre côté, les statistiques du telles données sont disponibles était trop restreint pour permettre une vérification niveaux des salaires, il nous a semblé que le nombre d'industries pour lequel de d'évaluations de la pression de la demande et des statistiques plus fiables sur les Bien que les séries chronologiques fournissent un éventail plus satisfaisant recensement des manufactures.

Le but d'obtenir un échantillon aussi étendu que possible à partir des données du latifs pendant différentes périodes. Nous avons adopté la seconde conception dans une base multi-sectorielle, pour déterminer la sensibilité des variations de prix re-sensibilité des prix, dans le temps, aux variables du pouvoir de marché ou (b) sur (a) à partir d'une série chronologique pour chaque industrie afin de relier ensuite la Lors du choix initial de l'échantillon, on devait décider si les prix seraient étudiés

1. Alimentation et boissons	6 127	100.0
2. Tabac	348	71.9
3. Caoutchouc	426	62.9
4. Cuir	328	80.9
5. Textiles	1 204	80.4
6. Textiles tricotés	277	100.0
7. Vêtements	991	38.4
8. Bois	1 395	93.9
9. Mobilier et appareils d'éclairage	470	96.5
10. Papier et produits connexes	2 707	100.0
11. Imprimerie et édition	983	0.0
12. Métaux primaires	2 546	100.0
13. Fabrication de métaux	2 137	28.5
14. Machinerie	1 077	22.6
15. Matériel de transport	3 197	72.1
16. Appareils électriques	1 703	76.4
17. Minéraux non métalliques	918	79.2
18. Pétrole et charbon	1 419	98.5
19. Produits chimiques	1 798	79.4
20. Divers	795	0.0
	30 856	76.4
	(millions de dollars)	

Grande catégorie	Valeur des expéditions en 1964	Proportion
------------------	--------------------------------	------------

Proportion des principales catégories d'industries manufacturières couverte par l'échantillon de 90 industries

TABLEAU II

Nota bene: Cs 1964 correspond à l'estimation par Stewart de la concentration des "firmes" (sociétés), lorsque disponible. Les chiffres entre parenthèses et les lettres qui les accompagnent indiquent les cas où Stewart a choisi les données de l'enquête sur l'emploi effectuée par le BFS en 1962 de préférence à ses propres estimations de 1964. Ce 1967 est l'estimation de la concentration des entreprises décrite dans les pages 10 à 12, en intégrant les renseignements sur la propriété inter-sociétés pour 1967. DE est l'estimation de la dimension de l'entreprise (en millions de dollars) décrite ci-dessus. VE correspond à la valeur des expéditions de produits manufacturés pour 1968, et sert d'indication de la taille relative de chaque industrie.

No. de la CAE	INDUSTRIE	Cs 1964	Ce 1967	DE 1967	VE 1968
347	Produits en béton	02.9	117.6	20	201.6
348	Béton préparé	44.1	72.6	159	261.3
3511	Produits de l'argile (prod. int.)	21.5	24.3	78	48.9
3512	Produits de l'argile (importés)	7.6	8.1	163	39.6
3562	Fabriques de verre		7.4	157	131.3
357	Abrasifs	[3.6]	4.0	153	60.3
3651	Raffinage du pétrole	[2.4]	3.5	12466	1621.9
3652	Graisses et huiles lubrifiantes	1.0	3.2	7000	35.3
372	Engrais mélangés	4.8	4.3	1488	78.2
373	Matières plastiques et résines synthétiques	3.8	7.5	3057	167.6
374	Produits pharmaceutiques et médicaments	31.1	28.3	351	325.6
375	Peintures et vernis	23.0	22.5	1305	235.9
376	Savons et produits de nettoyage	1.7	3.7	1472	240.4
378	Produits chimiques industriels	[1.4]	7.7	5223	847.0
			FH		

TABLEAU I (Fin)

TABLEAU I (Suite)

No. de	la CAF	INDUSTRIE	Cs	Ce	DE	VE
1964	1967	1967	1968	1967	1967	1968
183	183	183	183	183	183	183
193	193	193	193	193	193	193
197	197	197	197	197	197	197
201	201	201	201	201	201	201
212	212	212	212	212	212	212
213	213	213	213	213	213	213
216	216	216	216	216	216	216
219	219	219	219	219	219	219
223	223	223	223	223	223	223
231	231	231	231	231	231	231
239	239	239	239	239	239	239
2431	2431	2431	2431	2431	2431	2431
247	247	247	247	247	247	247
2511	2511	2511	2511	2511	2511	2511
2513	2513	2513	2513	2513	2513	2513
252	252	252	252	252	252	252
2541	2541	2541	2541	2541	2541	2541
2542	2542	2542	2542	2542	2542	2542
256	256	256	256	256	256	256
261	261	261	261	261	261	261
264	264	264	264	264	264	264
266	266	266	266	266	266	266
271	271	271	271	271	271	271
272	272	272	272	272	272	272
2731	2731	2731	2731	2731	2731	2731
2732	2732	2732	2732	2732	2732	2732
2733	2733	2733	2733	2733	2733	2733
274	274	274	274	274	274	274
291	291	291	291	291	291	291
292	292	292	292	292	292	292
294	294	294	294	294	294	294
295	295	295	295	295	295	295
296	296	296	296	296	296	296
297	297	297	297	297	297	297
298	298	298	298	298	298	298
305	305	305	305	305	305	305
306	306	306	306	306	306	306
307	307	307	307	307	307	307
311	311	311	311	311	311	311
323	323	323	323	323	323	323
325	325	325	325	325	325	325
331	331	331	331	331	331	331
332	332	332	332	332	332	332
334	334	334	334	334	334	334
336	336	336	336	336	336	336
337	337	337	337	337	337	337
338	338	338	338	338	338	338
339	339	339	339	339	339	339
341	341	341	341	341	341	341
343	343	343	343	343	343	343
345	345	345	345	345	345	345

3988 Fournitures de secrétariat et 3989 Stylos et crayons; (b) trois petites industries, omises par erreur, 1391 Fabriques de macarons, 328 Constructions et réparations de bateaux, 3791 Encres d'imprimerie; (c) les sept industries indiquées au niveau de quatre chiffres qui composent 101 Abattage et traitement des viandes et 105 Produits laitiers, afin de se conformer aux statistiques du recensement qui ne sont disponibles qu'au niveau de trois chiffres.

Ensemble, les 90 industries représentent approximativement les trois quarts de l'industrie manufacturière canadienne, en valeur ajoutée. Si l'on exclut la catégorie des industries diverses, 15 et 19 grandes catégories restantes ont plus de 60 pour cent de leurs ventes de 1964 couvertes par l'IPVI. Cet indice étant conçu pour des industries produisant essentiellement des articles de série, les quatre catégories peu couvertes se composent principalement d'industries abritant des firmes nombreuses et de petite dimension fabriquant surtout des produits hors-série: 7 Vêtements (38 pour cent), 11 Imprimerie et édition (0 pour cent), 13 Fabrication de métaux (28 pour cent), et 14 Machinerie (22 pour cent).

Les tableaux I et II indiquent respectivement les industries composant l'échantillon fondamental et la proportion dans laquelle elles sont couvertes, par grande catégorie.

TABLEAU I

Evaluations de la dimension des entreprises
et de leur concentration dans 90 industries

No. de la CAE	INDUSTRIE			
	Cs	Ce	DE	VE
	1964	1967	1967	1968
101 Préparation de la viande	40.1	125	1772.5	
103 Volaille	29.6	32.6	75	252.4
105 Fabriques laitières		286.6	88	1184.6
107 Industrie du fromage refait	2.5	4.0	790	96.8
111 Industrie du poisson	82.9	77.2	56	324.6
112 Conserves et préparations de fruits et de légumes	46.2	42.2	158	509.9
123 Fabricants de provende	240.3	383.4	48	513.3
124 Minoteries	4.2	3.7	141	227.7
125 Céréales pour petit déjeuner	1.9	2.0	466	52.1
128 Fabricants de biscuits	6.1	6.5	196	125.1
129 Boulangeries	304.7	271.8	42	484.1
131 Confiseries	21.5	15.0	305	221.5
133 Raffineries de sucre	1.5	3.7	86	152.2
135 Industrie des huiles végétales	1.5	2.5	615	94.0
1392 Aliments divers	41.0	41.7	488	676.8
141 Boissons gazeuses	105.4	69.8	191	305.4
143 Distilleries	6.1	4.0	623	300.6
145 Brasseries	2.9	3.0	274	349.3
147 Fabricants de vin	4.6	5.7	575	30.9
153 Produits du tabac	[2.8]	2.5	1399	331.1
161 Chaussures de caoutchouc		VH	200	34.9
163 Pneus et chambres à air		VH	2263	323.4
172 Tanneries	7.0	5.7	14	63.3
174 Fabriques de chaussures	70.9	72.0	49	237.1
175 Gants de cuir	14.4	15.7	0	15.6

D'un autre côté, le comportement d'une firme sur un marché peut dépendre plus de sa situation financière et de son envergure que de sa position concurrentielle sur ce marché. La structure d'ensemble de la puissance de l'entreprise, bâtie par intégration verticale et diversification de la production, avec une diffusion résultante du pouvoir parmi les différents centres de responsabilité, s'apparente plus à la dimension absolue de la firme qu'à la concentration des ventes. Étant donné le degré assez élevé de diversification et de propriété commune de sociétés dans l'industrie manufacturière au Canada, la dimension absolue de l'entreprise sert aussi de mesure du pouvoir de marché.

Un des principaux objectifs de notre étude, lié à l'hypothèse du pouvoir de marché, était de mesurer la dimension des entreprises et d'en déterminer la valeur en tant que critère de remplacement de la concentration. Pour être parfaite, cette vérification devrait se faire au niveau de l'entreprise individuelle. Mais les données disponibles et notre intention d'utiliser les résultats à des fins de comparaison exigeaient que la mesure de la dimension de la firme soit adaptée au niveau de l'industrie; c'est-à-dire qu'on a pris une moyenne de l'industrie comme mesure type de la dimension des firmes individuelles composant cette industrie.

Dans la section suivante, nous décrivons l'échantillon d'industries choisi pour notre étude, ainsi que les séries statistiques et les variables utilisées pour expliquer les variations des prix relatifs. La description de la méthodologie et des sources statistiques utilisées pour calculer les deux évaluations du pouvoir de marché fera l'objet de la troisième section. Dans les dernières sections, on trouvera un résumé et une interprétation des résultats de notre analyse empirique.

L'ÉCHANTILLON ET LES DONNÉES

Afin de vérifier l'influence de la dimension et de la concentration des entreprises sur la sensibilité des prix face aux conditions du marché, nous avons recherché les données sur les prix, les coûts et la demande au niveau de décomposition le plus poussé disponible de façon à obtenir une approximation aussi bonne que possible pour les marchés pertinents de l'économie. Quoique l'indice des prix de vente dans l'industrie (IPVI)⁵ fournisse l'essentiel des renseignements sur les prix des marchandises au niveau de cinq chiffres, d'autres données nécessaires sur les industries manufacturières au Canada ne sont disponibles qu'à des niveaux de trois et, en partie, quatre chiffres⁶.

L'échantillon fondamental se compose de 90 industries au niveau de trois chiffres (et dans certains cas où cela est possible, quatre chiffres) choisies en raison de leur appartenance à l'IPVI. Sur les quelque cent industries couvertes par l'IPVI pour la période de 1961 à 1969, on a exclu: (a) cinq industries de la catégorie principale (à deux chiffres), Industries manufacturières diverses, 3812 Horloges et montres, 382 Bijoux et argenterie, 3981 Boutons, boucles et agrafes,

⁵ *Indice des prix de vente dans l'industrie*, BFS 62-528 et *Prix et indices des prix*, BFS 62-002.

⁶ Dans une étude sectorielle analogue, «Business Pricing Policies and Inflation Reconsidered», *Journal of Political Economy*, Vol. 74, avril 1966, pp. 177 à 187, L. Weiss a rencontré la même limitation avec les données américaines; il rapporte toutefois des résultats similaires entre la concentration et les prix avec le niveau à cinq chiffres pour lequel aucune autre donnée n'est disponible.

tendances à long terme des coûts de production en série, de la productivité et de la demande en vue de réaliser un objectif donné de taux de rendement du capital en longue période; dans l'intervalle, elles ne tiennent pas compte des fluctuations à court terme de la demande et du taux d'utilisation de la capacité de production⁴.

Dans notre étude, par «hypothèse du pouvoir de marché», nous entendrons l'assertion selon laquelle la rigidité des prix face aux variations de l'offre et de la demande croît avec le pouvoir que la firme détient sur le marché. Nous contrôlerons cette hypothèse sur une base multisectorielle, pour les industries manufacturières du Canada, de 1961 à 1969.

Au sens où nous l'employons, le terme «pouvoir de marché» signifie la marge de décision ou de liberté dont dispose une firme en ce qui concerne l'établissement de ses prix ou les autres décisions qu'elle est appelée à prendre. On a souvent mesuré le pouvoir de marché au degré de concentration des ventes existant dans une industrie donnée. Une notion est essentielle à cet égard: c'est l'«interdépendance» de l'action des diverses entreprises d'une industrie — parce qu'elles agissent de connivence ou simplement «de manière sciemment parallèle» — qui caractérise le comportement des firmes détenant un pouvoir de marché; le «petit nombre» d'entreprises concurrentes est alors la condition primordiale d'une collusion effective.

Outre la concentration des ventes, on a identifié d'autres caractéristiques des marchés ou des industries comme des sources de pouvoir de marché: les licences et brevets, l'exercice d'un monopole pour les intrants, diverses formes de réglementations gouvernementales; en bref, toutes les entraves à la concurrence. Celles-ci sont non seulement très difficiles à identifier, mais en outre il est malaisé de les quantifier à des fins de vérification. C'est pourquoi la plupart des études effectuées dans le passé ont admis la concentration des ventes comme mesure représentative unique.

Un tel choix est discutable, particulièrement dans l'économie canadienne. Les évaluations disponibles de la concentration des ventes ne sont pas toutes pareillement fiables car les données sur lesquelles elles se fondent, à savoir les statistiques du recensement des manufactures, ne rendent pas compte des divers types de marché pertinents aux entreprises opérant au Canada. Ces différences tiennent aux structures internationale et régionale du commerce. Le problème se complique davantage du fait des liens très étendus entre la propriété et entre les ventes des sociétés, et du caractère arbitraire de nombreuses définitions des industries dans le recensement, dues à des considérations pratiques de collecte et de compilation des données.

Hormis les problèmes de données et d'évaluation, on peut douter que la concentration des ventes soit la seule source importante de pouvoir de marché. Un comportement effectivement interdépendant des firmes pourrait bien exiger la surveillance poussée du marché et l'organisation entre entreprises — telle que la collecte et la distribution d'informations industrielles par des associations commerciales — que seules les grandes firmes sont en mesure d'assurer en raison de leur coût absolu élevé.

⁴ On trouvera ce point de vue résumé dans J.M. Blair, «Administered Prices and Oligopolistic Inflation: A Reply», *Journal of Business*, Vol. 37, janvier 1964, pp. 68 à 81. Voir également A. D. H. Kaplan, J. B. Dirlam et R. F. Lanzillotti, *Pricing in Big Business, A Case Approach*, Washington, Brookings, 1958.

INTRODUCTION

La présente étude a pour objet le rapport entre le pouvoir de marché et l'inflation structurelle. Par «inflation structurelle», on entend la tendance persistante de la plupart des prix des pays industrialisés à s'élever, sans égard aux flambées d'inflation qui affectent périodiquement le cycle des affaires.

Certains économistes ont prétendu que les imperfections du marché attribuables à l'existence du pouvoir de marché expliquent en grande partie la rigidité à court terme des prix². Selon eux, l'effet de redistribution des ressources qu'exercent les variations de l'offre et de la demande par l'intermédiaire des prix n'est que très modéré. De plus, les variations de prix relatifs tiennent plus à la hausse de certains prix qu'à la baisse d'autres, d'où une augmentation continue du niveau général des prix. Ainsi, Schultz a adhéré à ce point de vue en insistant sur l'asymétrie des réactions des prix à la pression de la demande; il n'établissait toutefois aucun lien spécifique entre cette hypothèse et le degré de pouvoir de marché existant dans chaque industrie³. Blair, et d'autres économistes, ont soutenu que l'établissement des prix en fonction d'un objectif cause cette rigidité à court terme; les firmes dont le pouvoir de marché est étendu modifient leurs prix périodiquement selon les

¹ L'auteur tient à exprimer sa reconnaissance au Dr. J. G. Cragg, Directeur de la recherche de la Commission des prix et des revenus, pour les conseils et l'appui qu'il lui a prodigués à l'occasion de ce travail. Il revendique cependant l'entière responsabilité pour toute erreur contenue dans l'étude ainsi que pour toutes les opinions qui y sont exprimées.

² Le document *Administered Prices: A Compendium on Public Policies*, U.S. Senate, Committee of the Judiciary, Washington, 1963, contient de telles opinions.

³ C. L. Schultze, «Uses of Capacity Measures for Short-Run Economic Analysis», *American Economic Review*, Vol. 53, mai 1963, pp. 293 à 308, et «Recent Inflation in the United States», *Study of Employment, Growth and Price Levels*, U.S. Congress, Joint Economic Committee, Washington, 1959.

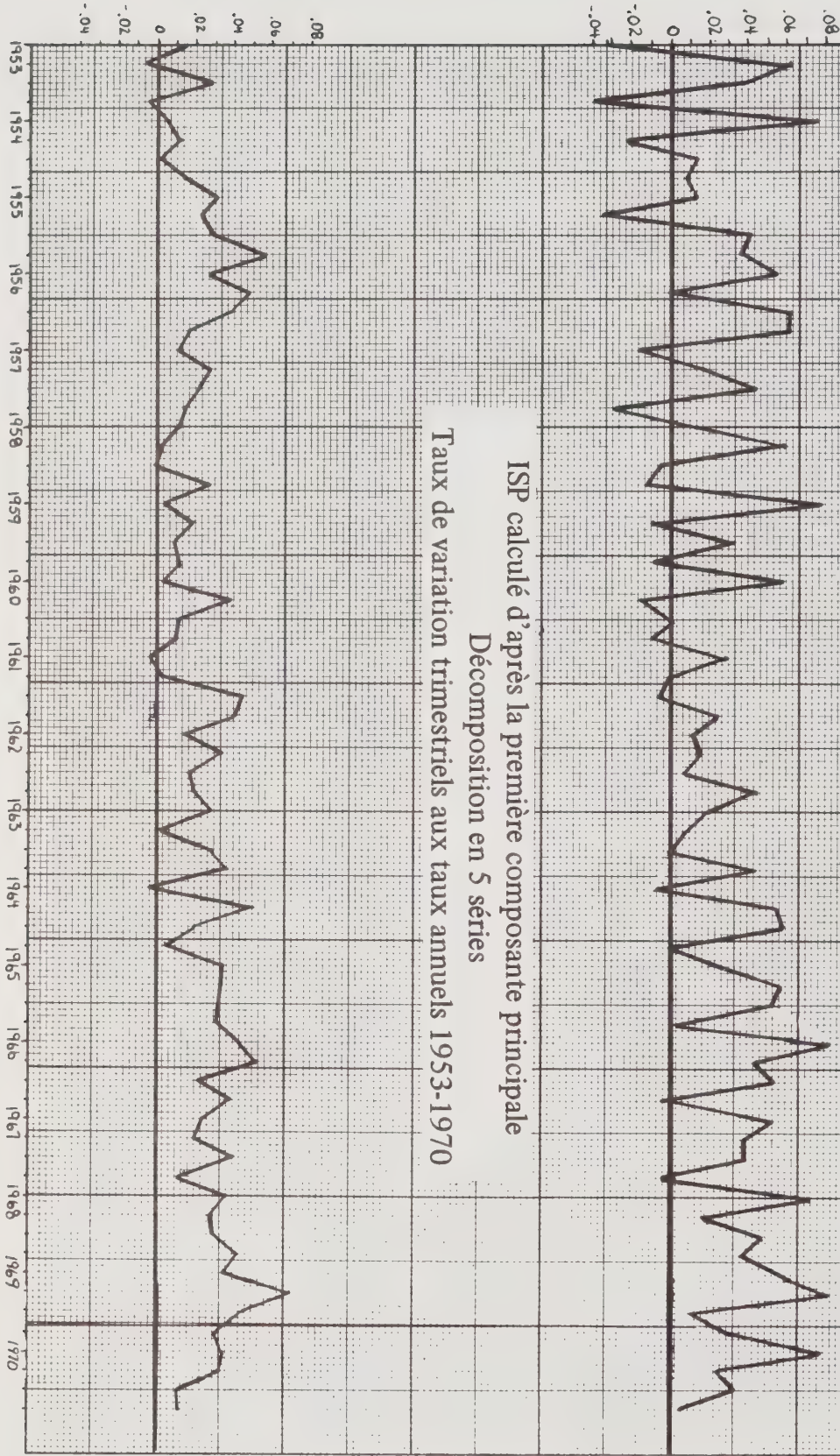
BIBLIOGRAPHIE

- (1) Anderson, T.W. *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*, John Wiley & Sons, Inc., New York (1958).
- (2) Asimakopulos, A. «The Canadian Consumer Price Index», *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXIX, no. 3, août 1963.
- (3) Asimakopulos, A. «The Canadian Consumer Price Index: A Rejoinder», *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol XXX, no. 2, mai 1964.
- (4) Asimakopulos, A. *The Reliability of Selected Price Indexes as Measures of Price Trends*. Etude effectuée pour la Commission Porter sur le système bancaire (1962).
- (5) Cragg, J.G., et H.T. Young, *Schémas d'évolution des variations de prix*. Inclus dans le présent volume (1972).
- (6) Girschick, M.A., «Principal Components», *Journal of the American Statistical Association*, Vol. XXXI, 1936.
- (7) Holmes, A.D. «The Consumer Price Index: A reply» *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXX, no. 2, mai 1964.
- (8) Kendall, M.G., *A Course in Multivariate Analysis*. Hafner Publishing Co., New York (1957).
- (9) Loyns, R.M.A. *Examen de l'indice des prix à la consommation et de l'indice synthétique des prix en tant que mesures des changements de prix récents dans l'économie canadienne*, Etude effectuée pour la Commission des prix et revenus, Ottawa, Information Canada, 1972.
- (10) Malinvaud, E. *Statistical Methods of Econometrics*. Rand McNally & Co., Chicago (1966).
- (11) Matuszewski, T.L. «A Note on Consumer Prices», *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXVI, no. 3, août 1960.
- (12) Tintner, G. *Econometrics*. John Wiley & Sons Inc., New York (1952).

GRAPHIQUE 3

ISP publié
Taux de variation trimestriels aux taux annuels 1953-1970

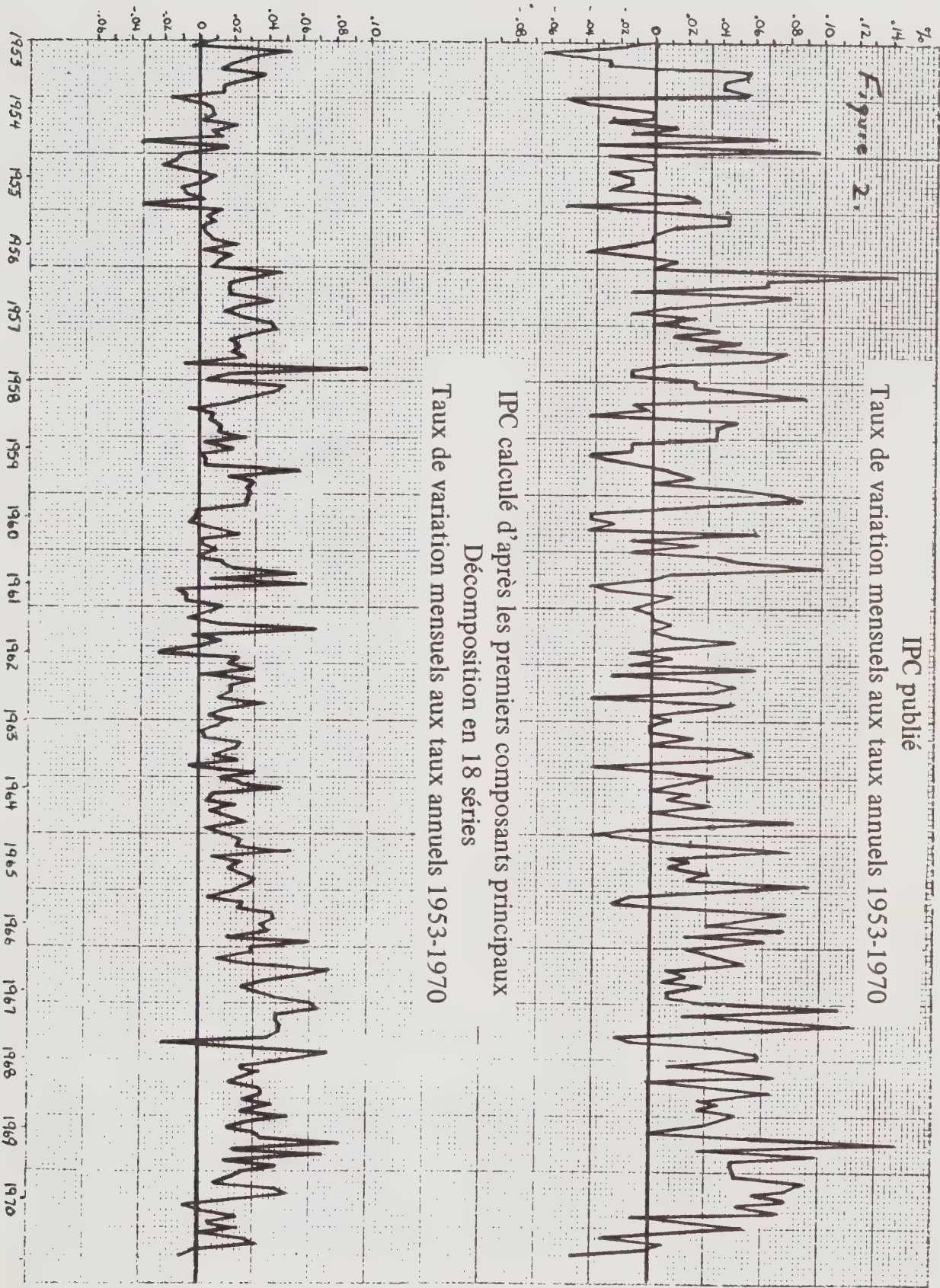
Figure 3.



GRAPHIQUE 2

Figure 2.

IPC publié
Taux de variation mensuels aux taux annuels 1953-1970

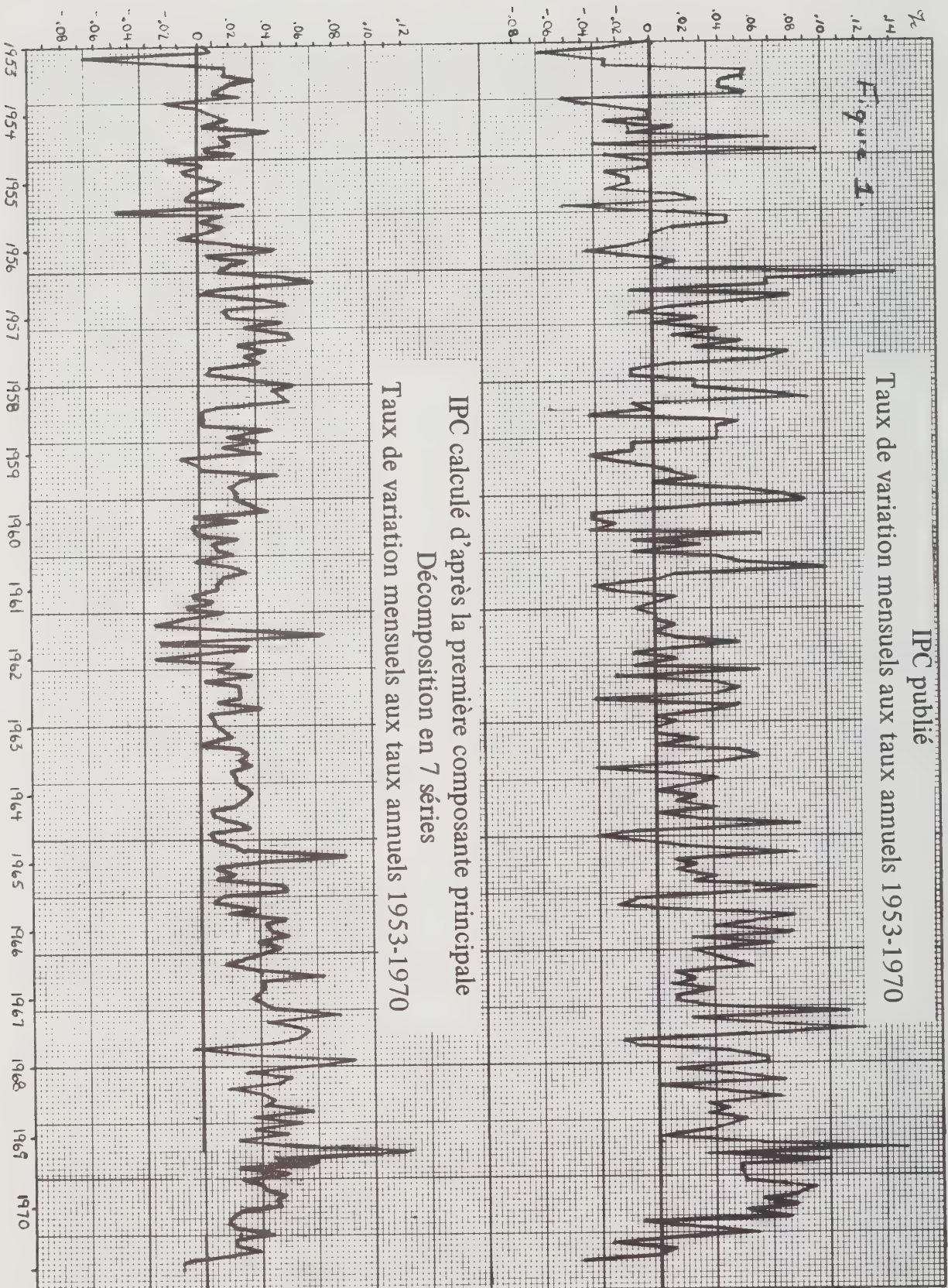


GRAPHIQUE I

IPC publié

Taux de variation mensuels aux taux annuels 1953-1970

Figure 1.



TABEAU XVII
Indice des prix de gros
Première composante principale — taux de variation de mois en mois

Année	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1949	85.82	85.19	85.00	84.18	83.10	82.52	82.39	82.14	82.08	83.43	83.50	83.42
1950	83.79	84.05	84.34	84.59	85.54	87.41	88.34	90.31	94.51	93.91	94.83	96.18
1951	99.23	101.56	102.87	103.36	103.07	103.56	103.49	102.47	101.70	101.70	101.44	100.93
1952	100.59	99.14	98.23	96.79	95.91	96.17	95.92	95.25	94.70	94.01	94.23	94.10
1953	94.40	94.24	94.73	93.85	93.83	94.32	94.11	94.37	94.02	93.60	93.12	93.17
1954	93.45	93.15	93.14	93.11	93.06	93.02	92.93	92.48	92.39	92.12	92.19	92.38
1955	92.35	93.09	93.25	93.77	93.50	93.78	93.74	94.17	94.88	94.85	95.11	95.36
1956	95.69	95.86	96.35	96.80	96.97	97.30	96.90	97.00	97.17	96.89	96.60	97.27
1957	97.68	97.26	97.39	97.44	97.26	97.05	96.99	96.70	96.40	95.92	95.59	96.19
1958	96.35	96.45	96.49	96.29	96.15	95.93	95.81	95.80	96.05	96.18	96.87	96.95
1959	97.20	97.56	97.55	97.81	97.88	97.70	97.76	97.69	97.69	97.48	97.70	97.54
1960	97.89	97.82	97.72	98.30	98.40	98.64	98.56	97.92	97.79	97.76	97.58	97.75
1961	98.19	98.24	98.12	97.99	98.22	98.29	99.77	99.68	100.00	100.00	100.02	100.51
1962	100.66	100.72	100.70	100.86	101.76	102.17	102.51	102.87	102.69	102.59	102.76	102.75
1963	102.96	102.98	102.94	103.10	103.51	103.82	103.95	103.68	103.78	103.87	104.21	103.87
1964	104.14	104.33	104.11	104.35	104.42	104.50	204.31	104.41	104.35	104.43	104.74	104.94
1965	105.12	105.14	105.49	106.10	106.85	107.67	107.66	107.43	107.20	107.54	108.37	108.90
1966	109.53	110.55	110.47	110.40	110.44	110.95	110.67	110.67	110.77	110.95	111.03	111.32
1967	111.48	112.02	111.99	112.13	112.30	112.73	112.72	113.30	113.68	113.80	114.14	114.86
1968	114.55	114.77	115.15	115.16	115.47	115.72	115.16	115.48	115.88	115.66	116.26	116.70
1969	118.16	118.33	118.95	119.47	119.87	120.19	119.73	120.16	120.69	120.76	120.47	121.92
1970	122.37	122.69	123.16	122.76	122.74	122.17	121.71	121.13	121.17	121.61	121.42	121.12

TABLEAU XVI
Indice synthétique des prix
Première composante principale –
taux de variations de trimestre en trimestre

Année	I	II	III	IV
1947.....	59.52	62.99	64.25	66.41
1948.....	67.83	69.76	72.32	73.18
1949.....	73.30	74.02	73.80	74.84
1950.....	75.46	76.81	78.19	79.09
1951.....	83.36	86.98	87.88	87.53
1952.....	87.48	86.57	86.38	86.09
1953.....	86.43	86.34	86.93	86.84
1954.....	86.96	87.23	87.27	87.58
1955.....	88.24	88.75	89.39	90.58
1956.....	91.21	92.27	93.24	93.61
1957.....	93.91	94.55	95.06	95.38
1958.....	95.67	95.67	95.65	96.31
1959.....	96.40	96.83	97.06	97.33
1960.....	97.43	98.35	98.65	98.90
1961.....	98.82	98.91	100.00	100.99
1962.....	101.34	102.17	102.59	103.06
1963.....	103.78	103.83	104.56	105.51
1964.....	105.43	106.74	107.27	107.42
1965.....	108.33	109.22	110.11	110.96
1966.....	112.14	113.58	114.22	115.29
1967.....	115.99	116.57	117.72	118.06
1968.....	119.12	119.95	120.84	122.11
1969.....	123.20	125.30	126.70	127.71
1970.....	128.84	129.88	130.27	130.65

TABLEAU XV
Indice des prix à la consommation
Première composante principale — taux de variation de mois en mois

Année	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1949	75.25	75.41	75.42	75.45	75.68	75.74	75.89	75.99	75.88	76.14	76.15	76.19
1950	76.15	76.40	76.58	76.84	76.99	77.26	77.54	77.84	78.22	79.33	79.53	79.93
1951	80.87	81.88	82.80	83.44	84.30	85.27	85.76	86.48	86.85	87.34	87.73	88.04
1952	88.30	88.22	88.19	88.26	87.85	87.83	87.76	87.71	87.59	87.57	87.56	87.61
1953	87.62	87.69	87.18	87.06	87.18	87.30	87.54	87.67	87.75	87.93	87.80	87.79
1954	87.84	87.98	88.00	88.31	88.40	88.55	88.58	88.74	88.60	88.61	88.55	88.56
1955	88.66	88.73	88.71	88.65	88.85	88.47	88.59	88.60	88.72	88.77	88.69	88.86
1956	89.18	89.22	89.43	89.57	89.66	90.03	90.53	90.62	90.62	90.90	91.28	91.39
1957	91.52	91.89	92.10	92.49	92.91	93.09	93.38	93.59	93.87	93.92	93.96	94.19
1958	94.62	94.95	95.33	95.74	95.82	95.83	95.84	95.86	96.18	96.32	96.58	96.70
1959	96.98	96.89	96.89	96.90	97.27	97.47	97.60	97.78	97.96	98.20	98.52	98.49
1960	98.67	98.64	98.62	98.79	98.86	98.94	99.10	99.09	99.24	99.46	99.57	99.65
1961	99.74	99.70	99.76	99.69	99.80	99.71	99.49	99.62	100.20	100.00	100.25	100.41
1962	100.18	100.34	100.43	100.68	100.70	100.88	101.08	101.27	101.38	101.66	101.70	101.75
1963	101.82	101.93	102.07	102.07	102.25	102.48	102.66	102.91	103.05	103.22	103.39	103.61
1964	103.86	104.08	104.28	104.31	104.38	104.56	104.80	104.85	104.91	105.08	105.30	106.01
1965	106.29	106.37	106.53	106.61	107.01	107.43	107.53	107.59	107.86	108.00	108.43	108.76
1966	109.12	109.56	109.85	110.24	110.57	110.78	110.90	111.20	111.83	112.14	112.46	112.76
1967	113.02	113.35	113.73	114.46	114.80	115.28	115.85	116.38	116.76	116.72	117.00	117.83
1968	118.49	118.73	119.22	119.65	119.81	120.14	120.54	120.89	121.52	121.81	122.36	122.67
1969	123.15	123.36	123.82	125.01	125.45	126.12	126.32	126.82	127.05	127.38	127.75	128.23
1970	128.67	120.13	129.35	129.50	129.64	129.84	130.26	130.46	130.65	130.99	130.99	130.84

TABLEAU XIV
 Première composante principale – IPC trimestriel
 Décomposition en 18 séries
 Taux de variation

Premier vecteur	Pondération	Vecteur	Pondération	Vecteur	Pondération
eigénien	implicites	eigénien	implicites	transformé	implicites
					publiées
0.2690	0.0686	0.3202	0.0822	0.2398	
0.2323	0.0592	0.1200	0.0308	0.1819	
0.3516	0.0897	0.2188	0.0562	0.1453	
0.3214	0.0820	0.3003	0.0771	0.0264	
0.2129	0.0543	0.2146	0.0551	0.0366	
0.2672	0.0681	0.1923	0.0494	0.0142	
0.3226	0.0823	0.3489	0.0896	0.0163	
0.1941	0.0495	0.3022	0.0776	0.0041	
0.2860	0.0729	0.1577	0.0405	0.0122	
0.2543	0.0649	0.2168	0.0557	0.1037	
0.0599	0.0153	0.1050	0.0270	0.0132	
0.0423	0.0108	0.0599	0.0154	0.0051	
0.1943	0.0496	0.1468	0.0377	0.0285	
0.3082	0.0786	0.2404	0.0617	0.0224	
0.1921	0.0490	0.3721	0.0956	0.0112	
0.0644	0.0164	0.0945	0.0243	0.0366	
0.2063	0.0526	0.3386	0.0870	0.0265	
0.1423	0.0363	0.1450	0.0372	0.0396	

Nourriture au domicile	0.2414	0.0570	0.1832	0.0473	0.2398
Logement	0.2413	0.0569	0.2676	0.0691	0.1819
Entretien du foyer	0.2364	0.0558	0.1187	0.0307	0.1453
Habilleme	0.2423	0.0572	0.1774	0.0458	0.0264
- homme	0.2022	0.0477	0.0966	0.0250	0.0366
- femme	0.2219	0.0524	0.0837	0.0216	0.0142
Chaussures	0.2426	0.0572	0.2745	0.0709	0.0163
Mobilier	0.2331	0.0550	0.1389	0.0359	0.0041
Service d'automobile	0.2400	0.0566	0.2467	0.0637	0.0122
Frais d'automobile	0.2384	0.0562	0.1277	0.0330	0.1037
Transports locaux	0.2409	0.0568	0.4719	0.1219	0.0132
Voyages	0.2356	0.0556	0.1855	0.0479	0.0051
Soins médicaux	0.2385	0.0563	0.3162	0.0817	0.0285
Soins personnels	0.2412	0.0569	0.3054	0.0789	0.0224
Loisirs	0.2398	0.0566	0.2447	0.0632	0.0112
Lecture	0.2392	0.0564	0.3072	0.0794	0.0366
Tabac	0.2215	0.0523	0.1758	0.0454	0.0265
Alcool	0.2423	0.0572	0.1492	0.0385	0.0396
Premier	vecteur	Pondéra-	Vecteur	Pondéra-	Pondéra-
eigénien	tions	tions	eigénien	tions	tions
implicites	implicites	transformé	implicites	publiées	publiées

TABLEAU XIII
Première composante principale – IPC trimestriel
décomposition en 18 séries
Niveaux

Nourriture	0.3668	0.1399	0.5406	0.2097	0.2741
Logement	0.4614	0.1759	0.3049	0.1183	0.3306
Habilleme	0.4085	0.1558	0.4091	0.1587	0.1160
Transports	0.2969	0.1132	0.2974	0.1153	0.1232
Soins médicaux et personnels	0.3999	0.1525	0.3121	0.1210	0.0411
Loisirs et lecture	0.3560	0.1357	0.2991	0.1160	0.0483
Tabac et alcool	0.3330	0.1270	0.4151	0.1610	0.0667
Premier	vecteur	Pondéra-	Vecteur	Pondéra-	Pondéra-
eigénien	tions	tions	eigénien	tions	tions
implicites	implicites	transformé	implicites	publiées	publiées
Nourriture	0.3799	0.1436	0.3442	0.1339	0.2741
Logement	0.3813	0.1441	0.3476	0.1353	0.3306
Habilleme	0.3727	0.1408	0.2651	0.1032	0.1160
Transports	0.3784	0.1430	0.3552	0.1382	0.1232
Soins médicaux et personnels	0.3797	0.1435	0.5446	0.2119	0.0411
Loisirs et lecture	0.3793	0.1434	0.4384	0.1706	0.0483
Tabac et alcool	0.3744	0.1416	0.2746	0.1069	0.0667
Premier	vecteur	Pondéra-	Vecteur	Pondéra-	Pondéra-
eigénien	tions	tions	eigénien	tions	tions
implicites	implicites	transformé	implicites	publiées	publiées

TABLEAU XII
Première composante principale – IPC trimestriel
décomposition en 7 séries
niveaux

TABLEAU XI
Proportion de la variance des séries composantes expliquée
par les premières et secondes composantes principales
décomposition désagrégée
IPC, 1949 - 1960 et 1961 - 1970

	1949-1960			1961-1970		
	Première composante principale	Seconde composante principale	Reste	Première composante principale	Seconde composante principale	Reste
Nourriture au domicile	0.3508	0.2208	0.4284	0.0835	0.0028	0.9137
Logement	0.1182	0.0804	0.8014	0.1081	0.0024	0.8895
Entretien du foyer	0.6336	0.0076	0.3588	0.2460	0.0497	0.7043
Habillement - homme	0.5249	0.1588	0.3163	0.1076	0.2575	0.6349
femme	0.2644	0.0479	0.6877	0.0966	0.0209	0.8825
enfants	0.3964	0.0538	0.5498	0.0267	0.0026	0.9707
Chaussures	0.4049	0.0674	0.5277	0.0972	0.0408	0.8620
Mobilier	0.2941	0.5378	0.1681	0.2281	0.1668	0.6051
Services d'habillement	0.1593	0.1178	0.7229	0.0755	0.0048	0.9197
Frais d'automobile	0.1123	0.1693	0.7184	0.0533	0.0490	0.8977
Transports locaux	0.0005	0.0343	0.9652	0.0788	0.5949	0.3263
Voyages	0.0044	0.0007	0.9949	0.0528	0.0034	0.9438
Soins médicaux	0.1047	0.0447	0.8506	0.0780	0.0997	0.8223
Soins personnels	0.3696	0.0716	0.5588	0.1024	0.0211	0.8765
Loisirs	0.2286	0.0095	0.7619	0.3050	0.0045	0.6905
Lecture	0.0006	0.0463	0.9531	0.0155	0.1243	0.8602
Tabac	0.1034	0.1352	0.7614	0.1221	0.0511	0.8268
Alcool	0.1382	0.0208	0.8410	0.2008	0.0068	0.7926
Total	0.2361	0.0983	0.6656	0.1408	0.0909	0.7683

TABLEAU X
Premières composantes principales – taux de variation
IPC, 1949 – 1960 et 1961 – 1970
décomposition désagrégée

	Première composante principale		Coefficient de pondération implicites		Composante principale transformée		Coefficient de pondération implicites	
	1949-1960	1961-1970	1949-1960	1961-1970	1949-1960	1961-1970	1949-1960	1961-1970
Nourriture au domicile	0.2474	0.2367	0.0660	0.0680	0.3067	0.3550	0.0815	0.0977
Logement	0.2440	0.1688	0.0651	0.0485	0.1341	0.0893	0.0356	0.0246
Entretien du foyer	0.3965	0.4374	0.1058	0.1257	0.1954	0.2054	0.0519	0.0565
Habillement – homme	0.3770	0.1450	0.1006	0.0417	0.3216	0.1572	0.0854	0.0433
– femme	0.2255	0.1359	0.0602	0.0391	0.1917	0.2656	0.0509	0.0731
– enfants	0.2983	0.1378	0.0796	0.0396	0.1782	0.1597	0.0473	0.0439
Chaussures	0.3257	0.1738	0.0869	0.0500	0.3373	0.1550	0.0896	0.0427
Mobilier	0.2076	0.3422	0.0554	0.0983	0.3505	0.4681	0.0931	0.1288
Services d'habillement	0.2386	0.1755	0.0637	0.0504	0.1595	0.1732	0.0424	0.0378
Frais d'automobile	0.1712	0.1420	0.0457	0.0408	0.2209	0.1550	0.0587	0.0427
Transports locaux	0.0298	0.0166	0.0079	0.0048	0.0613	0.0491	0.0163	0.0135
Voyages	0.0308	0.0477	0.0082	0.0137	0.0394	0.1549	0.0105	0.0426
Soins médicaux	0.2052	0.0851	0.0548	0.0245	0.1513	0.0971	0.0402	0.0267
Soins personnels	0.3066	0.2866	0.0818	0.0824	0.2302	0.2214	0.0612	0.0609
Loisirs	0.1583	0.4713	0.0422	0.1355	0.3631	0.4116	0.0965	0.1133
Lecture	0.0045	0.0357	-0.0012	0.0103	-0.0071	0.0674	-0.0019	0.0185
Tabac	0.1363	0.0582	0.0364	0.0167	0.3471	0.1001	0.0922	0.0275
Alcool	0.1521	0.3832	0.0406	0.1101	0.1832	0.3850	0.0487	0.1059

TABLEAU IX

Premières composantes principales – taux de variation
IPC, 1946 – 1960 et 1961 – 1970

	Première composante principale		Coefficient de pondération implicites		Composante principale transformée		Coefficient de pondération implicites	
	1949-1960	1961-1970	1949-1960	1961-1970	1949-1960	1961-1970	1949-1960	1961-1970
Nourriture	0.4204	0.0096	0.1658	0.0041	0.6365	0.0160	0.2585	0.0068
Logement	0.5030	0.5223	0.1983	0.2219	0.2601	0.2891	0.1057	0.1230
Habillement	0.4674	0.1722	0.1843	0.0731	0.3823	0.1736	0.1553	0.0738
Transport	0.2697	0.4233	0.1063	0.1798	0.3114	0.5306	0.1265	0.2256
Soins médicaux et personnels	0.4088	0.4351	0.1612	0.1848	0.2872	0.4110	0.1167	0.1748
Loisirs et lectures	0.1949	0.4837	0.0768	0.2055	0.1703	0.4961	0.0692	0.2111
Tabac et alcool	0.2718	0.3080	0.1072	0.1308	0.4141	0.4346	0.1682	0.1849

Proportion de la variance des séries composantes expliquée
par les premières et secondes composantes principales

	Première composante principale	1949 – 1960			Première composante principale	Seconde composante principale	Reste
		1949-1960	1961-1970	1949-1960	1961-1970	1949-1960	1961-1970
Nourriture	0.5431	0.3156	0.1413	0.0000	0.7999	0.2001	
Logement	0.4609	0.0067	0.5324	0.3702	0.0000	0.6298	
Habillement	0.4509	0.1385	0.4106	0.0602	0.1942	0.7456	
Transport	0.1574	0.5118	0.3308	0.4567	0.0906	0.4527	
Soins médicaux et personnels	0.2993	0.0194	0.6813	0.3398	0.0011	0.6591	
Loisirs et lectures	0.0857	0.0944	0.8199	0.4334	0.0003	0.5663	
Tabac et alcool	0.2304	0.0039	0.7657	0.2776	0.0120	0.7104	
Total	0.3282	0.1552	0.5166	0.2802	0.1587	0.5611	

TABLEAU VIII
Proportion de la variance des séries composantes expliquée
par les premières et secondes composantes principales
Décomposition désagrégée

	Première	Seconde	Reste
	composante	composante	
	principale	principale	
IPC (1949-1970)			
Nourriture au domicile	0.2420	0.1615	0.5965
Logement	0.1041	0.1026	0.7933
Entretien du foyer	0.5164	0.0017	0.4819
Habilleme nt — homme	0.3801	0.1579	0.4620
— femme	0.1442	0.0247	0.8311
— enfants	0.2087	0.0142	0.7771
Chaussures	0.3224	0.0472	0.6304
Mobilier	0.2749	0.3264	0.3987
Services d'habillement	0.1354	0.0989	0.7657
Frais d'automobile	0.0904	0.1952	0.7144
Transports locaux	0.0037	0.0444	0.9515
Voyages	0.0099	0.0105	0.9796
Soins médicaux	0.0930	0.0811	0.8259
Soins personnels	0.2728	0.0076	0.7196
Loisirs	0.2651	0.0024	0.7325
Lecture	0.0000	0.0969	0.9031
Tabac	0.1121	0.1932	0.6947
Alcool	0.1497	0.0048	0.8455
Total	0.1906	0.0898	0.7196
ISP (1947-1970)			
Dépenses des particuliers pour les biens durables	0.3910	0.0104	0.5986
Dépenses des particuliers pour les biens semi-durables	0.6548	0.0000	0.3452
Dépenses des particuliers pour les services	0.5401	0.0000	0.4599
Dépenses des particuliers pour les biens durables	0.3528	0.0126	0.6346
Dépenses des gouvernements	0.3219	0.0386	0.6395
FBCE-Gouvernement:			
Construction résidentielle	0.4488	0.0091	0.4397
Machines et équipement	0.2078	0.4005	0.3917
FBCE-Secteur privé			
Construction résidentielle	0.1877	0.3294	0.4829
Construction non résidentielle	0.4300	0.0829	0.4871
Machines et équipement	0.2940	0.1013	0.6047
Exportations	0.3508	0.1342	0.5150
Importations	0.4346	0.1495	0.4159
Total	0.3991	0.1085	0.4924

décomposition désagrégée

68

TABLEAU V (Fin)

Coefficients de variation	
IPG (1949-1970)	
Produits végétaux	11.0184
Produits animaux	14.7118
Produits textiles	21.3351
Produits de la laine	5.0546
Produits du fer	2.8150
Produits non ferreux	7.8269
Produits non métalliques	4.1592
Produits chimiques	6.0120

TABLEAU VI
Proportion de la variance des séries composantes expliquée
par les premières et secondes composantes principales

Reste	Seconde composante principale	Première composante principale
-------	-------------------------------	--------------------------------

IPC (1949 – 1970)

Nourriture	0.3772	0.4199	0.2029
Logement	0.4320	0.0007	0.5673
Habillement	0.3279	0.2143	0.4578
Transport	0.1961	0.3750	0.4289
Soins médicaux et personnels	0.2832	0.0044	0.7124
Loisirs et lectures	0.1460	0.0026	0.8514
Tabac et alcool	0.2777	0.0023	0.7200
Total	0.3002	0.1595	0.5403

ISP (1947 – 1970)

Dépenses des particuliers	0.6146	0.0072	0.3782
Dépenses des gouvernements	0.3804	0.2564	0.3632
Formation de capital fixe – brute	0.5784	0.0031	0.4185
Exportations	0.5352	0.3759	0.0889
Importations	0.6604	0.1829	0.1567
Total	0.5570	0.1778	0.2652

IPG (1949 – 1970)

Produits végétaux	0.2164	0.1661	0.6175
Produits animaux	0.2612	0.3512	0.3876
Produits textiles	0.4962	0.1582	0.3456
Produits de la laine	0.3206	0.0571	0.6223
Produits du fer	0.0507	0.0901	0.8592
Produits non ferreux	0.3747	0.1240	0.5013
Produits non métalliques	0.0655	0.1495	0.7850
Produits chimiques	0.4796	0.0033	0.5171
Total	0.2887	0.1430	0.5683

IPC (1949-1970)	
Nourriture	4.2757
Logement	1.1166
Habille ment	2.9382
Transport	2.3876
Soins médicaux et personnels	1.1883
Loisirs et lecture	1.6374
Tabac et alcool	4.4361
ISP (1947-1970)	
Dépenses des particuliers	1.3463
Dépenses des gouvernements	1.1117
Formation de capital fixe — brute	1.6391
Exportations	2.6923
Importations	2.4695
Coefficients de variation	

TABLEAU V
Coefficients de variation — taux de variation

IPC (1949-1970)	
Nourriture	0.3534
Logement	0.5247
Habille ment	0.4094
Transport	0.3048
Soins médicaux et personnels	0.4084
Loisirs et lecture	0.2792
Tabac et Alcool	0.3075
ISP (1947-1970)	
Dépenses des particuliers	0.4972
Dépenses des gouvernements	0.3712
Formation de capital fixe — brute	0.4663
Exportations	0.4144
Importations	0.4753
IPC (1949-1970)	
Nourriture	0.1366
Logement	0.2028
Habille ment	0.1583
Transport	0.1178
Soins médicaux et personnels	0.1579
Loisirs et lecture	0.1079
Tabac et Alcool	0.1189
ISP (1947-1970)	
Dépenses des particuliers	0.2236
Dépenses des gouvernements	0.1669
Formation de capital fixe — brute	0.2097
Exportations	0.1863
Importations	0.2137
IPC (1949-1970)	
Nourriture	0.2048
Logement	0.1103
Habille ment	0.1412
Transport	0.1410
Soins médicaux et personnels	0.1237
Loisirs et lecture	0.1010
Tabac et Alcool	0.1784
ISP (1947-1970)	
Dépenses des particuliers	0.4150
Dépenses des gouvernements	0.6576
Formation de capital fixe — brute	0.4490
Exportations	0.2852
Importations	0.3353
IPC (1949-1970)	
Nourriture	0.2300
Logement	0.1600
Habille ment	0.1924
Transport	0.1000
Soins médicaux et personnels	0.1500
Loisirs et lecture	0.4016
Tabac et alcool	0.1934
Produits du fer	0.1934
Produits non ferreux	0.3536
Produits non métalliques	0.2243
Produits chimiques	0.4895
Coefficients de variation — taux de variation	

TABLEAU IV
Premières composantes principales — taux de variation

Premier vecteur	Pondéra- tions	Vecteur	Pondéra- tions	résultantes transformées	Pondéra- tions
-----------------	-------------------	---------	-------------------	--------------------------	-------------------

Publiées

TABEAU III
Matrices de corrélation-variations de prix
IPC

	Nourriture	Logement	Habillement	Transport	Soins médicaux et personnels	Lecture et loisirs	Tabac et alcool
Nourriture	1.0000	0.2223*	0.3028*	-0.0044	0.1462*	0.1071	0.0901
Logement		1.0000	0.3115*	0.2930*	0.2976*	0.2177*	0.2995*
Habillement			1.0000	0.0372	0.2223*	0.1324*	0.1336*
Transports				1.0000	0.2349*	0.1426*	0.0985
Soins médicaux et personnels					1.0000	0.1122	0.1122
Loirs et lecture						1.0000	0.0682
Tabac et alcool							1.0000
ISP							
Dépenses des particuliers pour les biens et services	1.0000						
Dépenses des gouvernements		0.4763*		0.6344*	0.3880*		0.5344*
Formation brute de capital fixe		1.0000		0.3839*	0.1990		0.3456*
Importations				1.0000	0.4000*		0.4388*
Exportations					1.0000		0.6023*
1.0000							
IPG							
Produits végétaux	1.0000						
Produits animaux		0.1175					
Produits textiles		1.0000	0.2955*	0.1976*	-0.0778	0.1558*	0.0651
Produits du bois			1.0000	0.1410*	0.0447	0.1115	0.0052
Produits du fer				0.2195*	0.1283*	0.1681*	0.0841
Produits des métaux non ferreux					0.1184	0.3142*	0.2463*
Produits minéraux non métalliques					1.0000	0.0789	0.0931
Produits chimiques						1.0000	0.1526*
							0.1277*
							1.0000

Premières composantes principales — niveaux

TABEAU II

Premier vecteur	Pondérations	Pondérations	Pondérations	Pondérations	Pondérations
eigénien	éigénien	Transformé	résultantes	résultantes	publiées
IPC (1949-1970)					
Nourriture	0.3798	0.1436	0.3443	0.1340	0.2741
Logement	0.3813	0.1442	0.3476	0.1353	0.3306
Habilleme	0.3727	0.1409	0.2651	0.1032	0.1160
Transports	0.3784	0.1431	0.3551	0.1382	0.1232
Soins médicaux et personnels	0.3798	0.1436	0.5446	0.2117	0.0411
Loisirs et lecture	0.3794	0.1434	0.4386	0.1707	0.0483
Tabac et alcool	0.3743	0.1415	0.2347	0.1069	0.0667
ISP (1947-1970)					
Dépenses des particuliers	0.4499	0.2012	0.3520	0.1695	0.6180 ²
Dépenses des gouvernements	0.4434	0.1983	0.7362	0.3545	0.1690
Formation de capital fixe — brute	0.4480	0.2004	0.4043	0.1947	0.2150
Exportations	0.4487	0.2007	0.2895	0.1394	0.2155
Importations	0.4461	0.1995	0.2949	0.1420	-0.2315
IPG (1949-1970)					
Produits végétaux	0.3634	0.1302	0.2083	0.0800	0.2300
Produits animaux	0.3453	0.1237	0.3810	0.1463	0.1600
Produits textiles	0.2051	0.0735	0.1333	0.0512	0.1000
Produits de la laine	0.3882	0.1391	0.5116	0.1964	0.1500
Produits du fer	0.3504	0.1256	0.4148	0.1592	0.1400
Produits non ferreux	0.3794	0.1360	0.5062	0.1943	0.1000
Produits non métalliques	0.3683	0.1320	0.1898	0.0729	0.0800
Produits chimiques	0.3914	0.1403	0.2601	0.0998	0.0400

¹ Ces pondérations ne sont pas exactement celles qui sont publiées. Depuis octobre 1960, la pondération des soins médicaux et personnels a diminué de 6,6 à 4,0. Etant donné que l'indice est maintenant calculé sur une base de 98,4, les pondérations indiquées ci-dessus correspondent simplement aux pondérations réelles divisées par .984.

² Moyenne de la répartition de la DNB (en dollars courants) pour 1961 et 1969. La somme des pondérations n'est pas égale à un car on a exclu l'erreur et les ajustements d'évaluation des stocks.

diminué au milieu de 1969. Le graphique 2 représente l'IPC pondéré selon la décomposition en 18 séries. Cet indice est encore plus stable que le composant principal de la décomposition en 7 séries. Comme ce dernier, il fait toutefois remonter l'inflation des années 1960 aux environs de 1962-1963. Le graphique 3 indique les taux de variation de l'ISP tel qu'il est publié et de l'ISP calculé à partir de la première composante principale de la décomposition en 5 séries. Cette composante principale montre avec précision les périodes d'inflation et de déflation. Fait remarquable, l'inflation des années 1960 n'est pas évidente avant 1964.

Enfin, un exemple particulier nous aidera à illustrer la valeur des composantes principales. En 1970, l'IPC publié a diminué à des taux annuels de -0.96 et -2.74 en mai et en septembre respectivement. On est resté assez sceptique quant à cette évolution car il semblait que la composante «nourriture» avait affecté indûment l'indice. En mai, seule la nourriture diminuait, tandis que le logement, les transports, les soins médicaux et personnels et les loisirs et la lecture augmentaient. La première composante principale de la décomposition en 7 séries indique des augmentations de 1.29 et 1.79 pour cent en mai et septembre respectivement. Les pourcentages correspondants sont de 2.28 et 2.78 pour cent avec la décomposition en 18 séries. Ces pourcentages sont assurément plus représentatifs de l'évolution sous-jacente des prix dans l'économie. Si l'on se risque à spéculer sur les événements de 1971, on n'a pas trop su comment interpréter les hausses de 4.78, 5.65 et 3.78 pour cent survenues au cours des trois premiers mois. La composante principale, qui indique des augmentations de 2.91, 3.91 et à nouveau 3.91 pour cent est beaucoup plus explicite.

CONCLUSIONS

L'analyse ci-dessus montre qu'il est manifestement possible de recalculer les pondérations des principaux indices de prix afin de mieux représenter les variations communes des prix. Les tableaux XV, XVI et XVII fournissent des exemples de tels indices pour l'IPC, l'ISP et l'IPG. Si l'on désire utiliser ces indices pour une analyse allant au-delà de 1970, on peut recourir aux pondérations du tableau IV. La seule difficulté consistera à obtenir des séries désaisonnalisées pour l'IPC.

Enfin, trois conclusions spécifiques se dégagent de notre étude :

- (1) Par les divers indices *publiés*, l'ISP est celui qui représente le mieux les variations communes de prix. Cependant, ce résultat peut être attribué au seul fait que l'ISP soit un indice trimestriel.
- (2) On peut avoir une meilleure idée de ces variations communes des prix en recalculant les pondérations des décompositions désagrégées de l'ISP et de l'IPC.
- (3) La révision de 1961 semble s'être traduite par une certaine instabilité de l'IPC, en particulier dans le cas de la catégorie «alimentation». En fait, on devrait sérieusement remettre en question l'usage très répandu de l'IPC comme indicateur des tendances de prix liées à l'inflation. En effet, il semble que l'IPC n'ait pas plus de valeur que l'IPG pour indiquer les variations communes des prix!

l'apparition des régimes d'assurance-maladie dans les diverses provinces. Il est difficile de concevoir l'effet de ces changements sur la validité de l'indice des soins médicaux, mais il semble qu'ils puissent avoir créé une stabilité trompeuse de cet article¹⁹.

Nous avons mentionné précédemment que Statistique Canada a révisé l'IPC en 1961 et introduit quelques innovations telles que l'utilisation des quantités saisonnières dans la catégorie alimentation. On peut se demander si ces changements ont affecté la stabilité de l'IPC. C'est pourquoi nous avons calculé les composantes principales pour deux sous-périodes, à savoir 1949-1960 et 1961-1970. Les résultats obtenus pour la décomposition en 7 séries, qui apparaissent au tableau IX, sont quelque peu surprenants. La pondération obtenue pour l'alimentation est pratiquement nulle en ce qui concerne la période 1961-1970. Pour la même période, la pondération est beaucoup plus petite dans le cas de l'habillement et beaucoup plus grande dans celui des loisirs et de la lecture. Il n'est pas étonnant que la proportion de la variance de toutes les séries expliquée par la première composante principale soit supérieure de cinq pour cent en 1949-1960. Il en est ainsi parce que les phases d'inflation et de déflation étaient mieux définies au cours de cette période. Toutefois, on peut aussi raisonnablement penser que les modifications effectuées en 1961, en particulier pour l'alimentation, ont créé une certaine instabilité de l'IPC, laquelle contribuerait à expliquer la plus faible proportion de la variance expliquée pendant la seconde période.

On trouvera les résultats de la décomposition de 18 séries dans les tableaux XV et XVI. Les changements de pondération ne sont pas aussi marqués que pour la décomposition en 7 séries. Quelques-uns sont cependant significatifs, en particulier pour les vêtements pour homme, les loisirs et l'alcool. La corrélation d'ordre entre les deux ensembles n'est que de 0.54, mais elle devient significative au niveau de 5 pour cent. On peut remarquer que les pondérations de la nourriture au domicile sont pratiquement égales pour les deux périodes, mais que, comme le montre le tableau XVI, la première composante principale représente une proportion quatre fois plus grande de la variance de cet article en 1949-1960 qu'en 1961-1970. En général, la proportion expliquée des variances diffère grandement d'une période à l'autre. La corrélation d'ordre pour la première composante principale, de 0.39, est extrêmement faible. Enfin, la variation de toutes les séries est expliquée dans une proportion supérieure de 9 pour cent pour la première période. Ceci confirme que l'IPC a été moins stable après la révision de 1961.

Jusqu'à maintenant, nous nous sommes contentés d'étudier les indices tels qu'ils sont publiés. L'ISP est bien entendu un indice trimestriel. Pourtant, on peut très bien concevoir que le fait de calculer implicitement des moyennes pour obtenir des coefficients de déflation trimestriels réduise les changements de prix dus à l'erreur ou au hasard qui existent dans l'IPC ou l'IPC mensuel. Afin de vérifier cette hypothèse, on a calculé les principales composantes à partir des moyennes trimestrielles et des taux de variation des deux désaggrégations de l'IPC. Le tableau XII indique le premier composant principal pour les niveaux trimestriels et les

¹⁹ Stabilité, car tout changement de l'indice des soins médicaux résultant apparemment de modifications de pondérations ont été éliminés.

¹⁸ Plus précisément, les indices des intérêts sur hypothèque et des nouveaux logements sont bâtis de manière pour le moins curieuse. Voir Loyens *op. cit.*, pp. 71 à 83.

La question de savoir dans quelle mesure les deux premières principales composantes sont représentatives des séries individuelles soulève plusieurs points dignes d'intérêt. D'abord, c'est pour l'entretien du foyer que la proportion expliquée de la variance est la plus importante, tandis que la première composante principale ne représente qu'une petite fraction de la variance du logement. Ce fait est rassurant, car certains problèmes techniques inhérents à la partie logement proprement dit de la catégorie logement au sens large la rendent pratiquement inutilisable¹⁸. Il convient également de remarquer que la variance de la série habilement est expliquée dans une large proportion. C'est pour le mobilier, dont la pondération publiée est très faible, que cette proportion est la plus grande et pour le transport qu'elle est la plus petite. Toutefois, la première composante principale n'explique absolument pas la variance de la lecture. Enfin, la première composante principale représente une beaucoup plus grande part de la variance des soins personnels que des soins médicaux. Ceci s'accorde avec les réductions des pondérations des soins médicaux effectuées depuis octobre 1969 du fait de

représentant mieux les variations communes des prix. des deux indices à un niveau plus désagrége permettrait de bâtir des indices de 3.4 pour l'IPC et de 4.7 pour l'ISP. Selon ce critère, une nouvelle pondération la fraction expliquée de la variance et le minimum possible dans le cas aberrant est une plus petite partie de la variance de l'IPC et de l'ISP. Cependant, le rapport entre attendre, à ce niveau de désagrégeation, la première composante principale explique quent la première et la seconde composantes principales. Comme on pouvait s'y Le tableau VIII indique la proportion de la variance des diverses séries qu'expli- pondérations sont faibles, présente des coefficients compatibles dans les deux cas. dans celui des exportations. Seule la série « dépenses des particuliers », dont les grande que celle publiée. Ceci est également vrai dans le cas des importations et pour l'ensemble de cette série, la pondération obtenue n'est que légèrement plus brute de capital fixe sont sensiblement supérieures aux coefficients publiés, mais, décomposition en 12 séries. Les pondérations des séries qui composent la formation pondération publiée pour la décomposition en 5 séries, mais plus petite pour la gation. La pondération des dépenses des gouvernements est plus grande que la systématique entre les pondérations obtenues pour les deux niveaux de désagré- également au tableau VII. À la différence de l'IPC, on ne relève guère de relation Les pondérations obtenues pour la décomposition en 12 séries de l'ISP figurent lecture, et le tabac et l'alcool.

publiés, et on observe l'inverse pour les soins médicaux et personnels, les loisirs et la pour la nourriture, le logement et les transports sont inférieures aux coefficients publiés le sont aux deux niveaux de désagrégeation. Les pondérations obtenues composante principale sont plus petites (ou plus grandes) que les pondérations tions publiées. Mais, hormis ces exceptions, les séries dont les pondérations dans la concernant l'habilement ont des pondérations largement supérieures aux pondéra- pondérations pour l'habilement dans la décomposition en 7 séries, toutes les séries peu près identiques dans la première composante principale! À la différence des

tableau V indique que l'IPG est beaucoup plus variable que l'IPC et devrait donc

recevoir moins de variations communes¹⁷.

En outre, puisque l'IPC n'a que sept composantes et l'IPG huit, la proportion expliquée de la variance tend à être plus grande dans le cas de l'IPC. S'il n'y avait absolument aucun changement de prix commun dans l'IPC ou dans l'IPG, la première composante principale représenterait 14.3 pour cent de la variance de l'IPC et 12.5 pour cent de celle de l'IPG. (Ceci se produirait dans le cas aberrant où la matrice de corrélation est la matrice d'identité et où toutes les valeurs propres seraient égales à un). Si l'on veut expliquer les nombres différents de séries décomposées formant un indice, on peut raisonnablement retenir comme critère de l'importance des variations communes de prix le rapport entre la variance réellement expliquée et le minimum dans le cas aberrant. Ce rapport est de 2.1, 2.8 et 2.3 pour l'IPC, l'ISP et l'IPG respectivement. Selon ce critère, l'IPG est, des trois indices, celui qui abrite le moins de changements de prix identiques. Ceci remet assurément en question l'utilisation très répandue de l'IPC en tant qu'indicateur des tendances de prix tenant à l'inflation ou à la déflation; en effet, il s'avère que la variation de toute série à un moment donné peut dominer les changements de l'ensemble de l'indice.

On trouvera également dans le tableau VI la fraction de la variance de séries individuelles qu'expliquent les deux premières composantes principales. Bien que la pondération accordée à une série donnée puisse être supérieure (ou inférieure) à la pondération publiée, cela ne signifie pas qu'une autre série recevant une pondération plus petite (ou plus grande) verra une moins (ou plus) grande portion de sa variance expliquée par la première composante principale. La pondération accordée aux articles d'alimentation est considérablement réduite; pourtant, les deux premières principales composantes expliquent une bien plus grande partie de sa variation que ce n'est le cas, par exemple, pour les soins médicaux et personnels. Pour l'ISP, c'est dans le cas des importations et des exportations que les deux premières principales composantes expliquent la plus grande proportion de la variance. Les deux premières composantes principales de l'IPG expliquent bien la variation du poste «produits animaux et textiles».

Jusqu'à maintenant, nous n'avons examiné que des décompositions très agrégées des indices de prix. Etant donné que la pondération tend à réduire les fluctuations aléatoires des prix, on s'attendrait à ce que les indices de prix très agrégés connaissent dans une large mesure des mouvements de prix communs. L'étude des séries désagrégées est également intéressante pour la comparaison entre les pondérations obtenues pour chaque série et les pondérations publiées, qui sont très différentes. Par exemple, avec la décomposition en 18 séries de l'IPC, la nourriture au domicile et le mobilier ont pour pondération publiée 23.98 et 0.41 respectivement. Le tableau VI indique nos résultats pour la décomposition en 18 séries de l'IPC. On y voit que la nourriture au domicile et le mobilier ont des pondérations à

¹⁷ Deux points méritent d'être soulignés: premièrement, puisque l'IPG n'est pas désaisonné, une saisonnalité similaire des séries composantes pourrait expliquer la faible différence entre les variances expliquées; deuxièmement la comparaison des coefficients de variation du tableau IV avec les principaux composants du tableau III montre qu'en général plus une série est stable, plus sa pondération dans la première composante principale est élevée.

L'existence de variations communes des prix. Dans le tableau IV, on a indiqué les données pertinentes concernant les trois indices lorsque les principales composantes sont tirées des taux de variation des séries composantes. Les coefficients de pondération implicites dans ce tableau sont évidemment plus variés que ceux du tableau II. Pour l'IPC, on peut remarquer que la pondération de l'alimentation diminue de moitié, et que celle des soins médicaux et personnels est environ quatre fois supérieure à la pondération publiée. Le logement conserve la pondération la plus élevée, mais celle-ci est inférieure à deux tiers de la pondération publiée. On voit dans le tableau V, qui indique les coefficients de variation, que la réduction des variables aux valeurs types avant de calculer les principales composantes est, bien qu'arbitraire, une méthode pour diminuer les coefficients de pondération implicites des séries les plus variables. On attribue une pondération importante au logement et aux soins médicaux et personnels, dont les tendances sont nettes pendant la période étudiée, et une pondération (plus) faible aux articles d'alimentation. La pondération relativement importante accordée à l'alcool et au tabac est surprenante, car ces articles connaissent périodiquement des hausses de prix assez marquées, suivies de périodes de stabilité de l'indice. Pour l'ISP, on obtient une pondération très réduite dans le cas des dépenses des particuliers, tandis que les pondérations de tous les autres articles sont plus grandes que les pondérations publiées¹⁶. Ceci est compatible avec l'opinion que les variations du coefficient de déflation des dépenses des particuliers sont systématiquement en retard par rapport aux variations des autres coefficients de déflation; par conséquent, on devrait lui attribuer une pondération plus faible dans une composante principale. Des trois indices, c'est à première vue l'IPC qui abrite les pondérations les plus dissimilables et les plus grandes différences entre ces pondérations et les pondérations publiées. La pondération obtenue pour les produits chimiques est quatre fois et demi supérieure à la pondération publiée et; pour les légumes et les produits du fer, ce rapport est d'environ un demi.

Le tableau VI permet de voir de manière encore plus approfondie dans quelle mesure chaque indice abrite des variations communes de prix. Ce tableau résume la proportion de la variance de chaque série que représentent la première et la seconde principales composantes. C'est de beaucoup dans l'ISP que l'on trouve le plus de variations communes des prix. La première composante principale représente 55 pour cent de la variation de l'ISP, mais seulement 30 et 29 pour cent dans le cas de l'IPC et de l'IPG respectivement. Les deux derniers pourcentages sont quelque peu surprenants. *A priori*, on pourrait s'attendre à ce que les prix des biens de demande finale aient un plus grand nombre de changements similaires que les biens de demande intermédiaire. Même si l'ISP évolue conformément à ce schéma, on aurait peut-être pu penser que les écarts entre les proportions expliquées de la variance seraient plus marqués. De plus, l'étude des coefficients de variation figurant dans le

¹⁶ Remarquons que la pondération obtenue pour les importations est positive, au contraire de la «pondération» conventionnelle négative des comptes nationaux. La «pondération» conventionnelle est négative parce qu'on déduit la valeur des importations de la dépense totale pour obtenir une évaluation de la valeur de la production intérieure de biens et services. Cependant, si l'on s'intéresse à un coefficient de déflation global et de la dépense canadienne, il est permis de penser que les exportations devraient être ignorées et les importations incluses.

L'étude des matrices de corrélation des niveaux des trois principaux indices fut une première étape dans notre recherche de la possibilité de mesurer les variations communes des prix au cours du temps. Ces calculs apparaissent dans le tableau I. L'examen de ces matrices suggère fortement l'existence de variations qui se propagent et deviennent communes à tous les prix, particulièrement dans le cas de l'IPC et de l'ISP. Le tableau II indique la première composante principale (vecteur eigenien), la première composante principale ramené au système coordonné des variables initiales, les coefficients de pondération implicites de ces deux composantes principales et les coefficients de pondération publiés des trois indices¹⁴. Ce tableau est intéressant à plusieurs égards. D'abord, l'égalité, en grandeur, des coefficients de la première composante principale est surprenante. Ceci est particulièrement vrai dans le cas de la première composante principale des valeurs types, mais également, à un moindre degré, dans celui des résultats de la transformation. Cette remarque implique une tendance à attribuer aux articles dont les coefficients de pondération publiés sont importants des coefficients plus faibles dans la première composante principale et inversement. Mais le tableau II n'indique pas la grande proportion de la variation de série à série que représente la première composante principale. En fait, la première composante principale représente 97, 98 et 79 pour cent de la variabilité totale de l'IPC, de l'ISP et de l'IPG respectivement. Bien que cet aspect soit déjà intéressant en lui-même, en particulier lorsqu'on voit que les variations des prix sont moins communes au niveau des prix de gros, si on bâtissait des indices avec les composants de l'IPC ou de l'ISP qui comptent pour plus de 95 pour cent de la variance des séries initiales, ces indices ne seraient pas très différents des données initiales. Ceci est vrai indépendamment des différences de pondération des deux séries. Ainsi, si Statistique Canada avait pour seul objectif de bâtir des indices qui représentent adéquatement les niveaux des prix, on pourrait raisonnablement additionner les sept indices partiels de l'IPC et diviser le tout par sept. Cette méthode de calcul d'un indice est très conforme à l'argument couramment avancé par Statistique Canada pour «défendre» l'IPC, à savoir que tout biais quantifiable d'une composante disparaît dans l'agrégat¹⁵. Néanmoins, ce fait illustre aussi la généralité de l'IPC. Par exemple, il illustre la généralité des pondérations des dépenses obtenues à partir de l'enquête sur l'échantillon des ménages. Une enquête et un ensemble de pondérations différents fourniraient très vraisemblablement des niveaux de prix remarquablement proches des données publiées. Mais un indice qui représente adéquatement les niveaux de prix n'est pas nécessairement satisfaisant pour indiquer les variations de prix. Une grande faiblesse de l'IPC réside dans le caractère désordonné de ses changements de prix à court terme.

Le tableau III indique les matrices de corrélation des trois indices pour les taux de variation mensuels des séries qui les composent. Les corrélations ne sont pas élevées, mais un assez grand nombre d'entre elles sont significatives pour suggérer

¹⁴ En regard au tableau II, et à tous les tableaux similaires, il conviendrait de mentionner que les pondérations résultantes du premier vecteur eigenien ou du vecteur eigenien transformé correspondent simplement aux β_i calculés sur «une nouvelle base» afin que leur somme soit égale à un, et donc conformes à la conception habituelle des pondérations utilisée lors de l'élaboration d'un indice.

¹⁵ Cf. l'article de Holmes (numéro 7 de la bibliographie)

¹ Cf. l'article d'Asimakopulos (numéro 3 de la bibliographie) p. 383.
² Dans une étude antérieure, Asimakopulos (4, p. 385) a trouvé un exemple extrême. Pour le beurre, la corrélation d'ordre entre l'ordonnancement des mois fourni par les deux ensembles de pondération était *négligible*!
³ Les coefficients de déflation implicites ne sont pas désaisonnalisés en corrigeant les coefficients réels, mais en calculant le rapport entre les dépenses désaisonnalisées en dollars courants et en dollars constants. L'effet de cette méthode sur l'ajustement des séries brutes n'est pas évident. Il est également difficile de voir si cette méthode ne cause pas une corrélation erronée entre les séries, corrélation qui serait incluse dans une composante principale.

On a calculé les principales composantes de trois séries de prix: l'IPC, l'ISP et l'IPC des variations saisonnières afin de supprimer la possibilité de trouver la saisonnalité comme première composante principale. L'ajustement saisonnier fut effectué en deux parties: de 1949 à 1960 et de 1961 à 1970. Ceci est nécessaire car, outre les changements de pondération de l'indice en 1961, des modifications du caractère saisonnier de l'indice furent effectuées. C'est particulièrement vrai dans le cas des articles d'alimentation pour lesquels on a adopté une nouvelle méthode d'utilisation des pondérations saisonnières. C'est également le cas d'articles saisonniers autres que l'alimentation, comme les vêtements, pour lesquels on utilise des pondérations constantes mais «... la pratique actuelle consiste à reporter dans chaque indice mensuel le prix enregistré pour le dernier mois d'achat saisonnier normal jusqu'au mois où les achats redevenaient normaux; à ce moment, on inclut dans l'indice la variation complète du prix de la période «hors saison»¹. Les différences entre les facteurs saisonniers des deux sous-périodes sont très considérables, même pour des articles comme le tabac et l'alcool, pour lesquels on pourrait penser que la saisonnalité est réduite². L'ISP est déjà corrigé³ et on a laissé l'IPC sous sa forme brute car cet indice revêtait moins d'importance à nos yeux. Enfin, nous n'avons pas analysé l'indice des prix de vente dans l'industrie parce que le nombre de séries dépassait la capacité du programme informatique utilisé pour résoudre l'équation caractéristique (5).

RÉSULTATS

Le moindre variance résultant des erreurs dues au hasard est alors la première composante principale. Celle-ci a également une propriété utile: la somme des carrés de la corrélation entre la première composante principale et les variables initiales est maximale. Girshick a également démontré que les vecteurs composant les facteurs (coefficients β) représentent les évaluations les plus vraisemblables si les variables initiales se répartissent selon une distribution normale à variations multiples. L'analogue évidente entre les indices de prix «purs» et la composante «réelle» d'un ensemble de variables est encourageante.

Il s'ensuit que (9a.) se réduit à:

$$2(0) - 2(0) - 2V\lambda_1 = 0, \text{ or}$$

$$2V\lambda_1 = 0$$

Ainsi, $V = 0$ et (9) implique que β satisfasse (4); par conséquent, λ doit satisfaire (5). Soit $\lambda^{(2)}$ la valeur maximale de $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \dots, \lambda_p$, telle qu'un vecteur β satisfasse $(\Sigma - \lambda^{(2)} I) \beta = 0, \beta' \beta = 1$, et (7). Nous définissons $\lambda^{(1)} = \lambda_1$ et répétons les calculs ci-dessus jusqu'à ce qu'il soit impossible de trouver un vecteur β satisfaisant (1), (4) et (7). Il devient alors facile de démontrer qu'en fait $\lambda^{(1)} = \lambda_1, \lambda^{(2)} = \lambda_2, \dots, \lambda^{(p)} = \lambda_p$, (Σ étant supposé de rang complet). Il est évident que les principales composantes sont les vecteurs caractéristiques de la matrice de corrélation.

On devrait maintenant remarquer qu'il n'est pas nécessaire de réduire les variables aux valeurs types avant de résoudre l'équation caractéristique. On peut calculer les principales composantes à partir de la matrice de corrélation ou de la matrice de covariance. Les résultats ne sont pas identiques car ils dépendent des unités de mesure. Cette propriété permet une interprétation intéressante de l'analyse des principales composantes. En fait, il revient au même de déterminer une régression orthogonale et de trouver la première composante principale; et, comme pour la régression orthogonale, la solution n'est pas indépendante des unités de mesure⁸. Dans la section suivante, nous indiquerons nos résultats quant aux principales composantes des variables réduites aux valeurs types et la transformation de ces composantes ramenée au système coordonné initial. Ces derniers résultats seront plus en accord avec ceux obtenus à partir du calcul des vecteurs eigeniens de la matrice de covariance lorsque les dispersions des variables seront plus voisines et que les valeurs eigeniennes de l'équation caractéristique⁹ seront plus disparates. Dans la plupart des cas, les vecteurs eigeniens de la matrice de corrélation et les valeurs transformées seront très dissimilables. Etant donné que, lorsqu'on les transforme, les variables sont fondamentalement pondérées selon leur écart type, la réduction aux valeurs types diminue les pondérations résultantes des séries très variables dans les principaux composants.

On peut donc dire que la méthode des composantes principales est identique au calcul des régressions orthogonales successives. L'équation (3) illustre une autre interprétation. On trouve la combinaison linéaire normalisée $\beta'X$ à variance maximale. On peut dire que celle-ci détermine la fonction unique exprimant la plus grande variance commune à toutes les variables. En d'autres termes, avec les principales composantes, on essaie de mesurer la tendance générale des prix au cours du temps. Une autre explication, proposée par Girshick, permet une interprétation intéressante en économie¹⁰. Supposons que les variables initiales se composent d'une partie «réelle» et d'une erreur due au hasard. Supposons également que les erreurs ont la même variance et sont indépendantes. La fonction linéaire qui a la

⁷Cf. Anderson *op. cit.* p. 276.

⁸Voir Kendall, *op. cit.*, pp. 13 à 18 et Malinvaud (numéro 10 de la bibliographie) pp. 36 à

40.

⁹Malinvaud, *op. cit.*, p. 39.

¹⁰Cf. l'article de Girshick (numéro 6 de la bibliographie)

La maximisation de $\beta' \Sigma \beta$ avec la contrainte $\beta' \beta = 1$ fournit un vecteur de dérivées partielles:

$$\frac{\partial \phi}{\partial \beta} = 2 \Sigma \beta - 2 \lambda \beta = 0 \quad (4)$$

Pour que (4) ait une solution non négligeable, il faut que $(\Sigma - \lambda I)$ soit unitaire, c'est-à-dire que λ satisfasse l'égalité:

$$|\Sigma - \lambda I| = 0 \quad (5)$$

La solution de (5) fournira en général p racines. Dans certains cas, des λ peuvent être nuls; dans d'autres cas, des racines peuvent être nulles; dans d'autres cas, des racines peuvent être égales. Ces cas aberrants n'ont aucun intérêt immédiat. Ce qui importe, cependant, est que toutes les racines de (5) sont réelles et non négatives. Il s'agit là d'une propriété des matrices positives semi-définies, telles que la matrice de corrélation.

Si on prémultiplie par β l'équation (4), on obtient:

$$\beta' \Sigma \beta = \lambda \beta' \beta = \lambda \quad (6)$$

Il s'ensuit que si β satisfait (4) et (1), la variance de $\beta' X$ est alors λ . Par conséquent, pour obtenir la variance maximale de $\beta' X$, on utilise la plus grande racine de (5). Soient λ_1 la plus grande racine et $\beta_{(1)}$ la solution de $(\Sigma - \lambda_1 I) \beta = 0$, on a alors $u_1 = \beta_{(1)}' X$ qui représente la combinaison linéaire normalisée à variance maximum. La seconde composante principale est la combinaison linéaire normalisée $\beta' X$ qui, de toutes les combinaisons linéaires indépendantes de U_1 , a la variance maximum. L'indépendance à l'égard de U_1 s'exprime par:

$$E(\beta' X U_1) = E(\beta' X X' \beta_{(1)}) = 0 \quad (7)$$

On peut alors maximiser:

$$\phi_2 = \beta' \Sigma \beta - \lambda_1 (\beta' \beta - 1) - 2 V \beta' \Sigma \beta_{(1)} \quad (8)$$

où λ et V sont des multiplicateurs de Lagrange. Le calcul différentiel partiel nous donne:

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial \beta} = 2 \Sigma \beta - 2 \lambda_1 \beta - 2 V \Sigma \beta_{(1)} = 0 \quad (9)$$

Si l'on prémultiplie (9) par $\beta_{(1)}$, on obtient:

$$2 \beta_{(1)}' \Sigma \beta - 2 \lambda_1 \beta_{(1)}' \beta - 2 V \beta_{(1)}' \Sigma \beta_{(1)} = 0 \quad (9a.)$$

Grâce à (4), (6) et (7), nous savons que:

$$\lambda_1 \beta_{(1)}' \beta = \beta_{(1)}' \Sigma \beta = 0, \quad \lambda_1 = \beta_{(1)}' \Sigma \beta_{(1)} > 0.$$

brute en termes réels (DNB). Etant donné que l'ISP correspond au rapport entre les valeurs en dollars courants et en dollars constants estimées pour la DNB, les comparaisons sans base de l'ISP reflètent des variations de quantités en plus des changements de prix. Nous ne prétendons pas que cette brève description de l'ISP et de l'IPC soit complète, mais elle sert à illustrer les différentes conceptions et compositions des deux principaux indices. Néanmoins, il est également évident que ces indices ne sont pas destinés à mesurer les variations de prix tenant à l'inflation. La méthode des principales composantes constitue un instrument raisonnable pour arriver à cette fin.

MÉTHODE

La méthode des principales composantes fut conçue à l'origine aux fins de l'analyse factorielle en psychologie⁵. Cette analyse permet d'étudier un ensemble de variables au sein d'un groupe plus fondamental de composantes indépendantes, ou «facteurs». On peut alors dire que, pour p variables, les deux ou trois premières combinaisons linéaires sont telles que les p-2 ou p-3 autres combinaisons linéaires expliquent une fraction des variances initiales suffisamment petite pour qu'on puisse les négliger. Par cette méthode approximative, on a réduit le nombre de variables à quelques combinaisons linéaires. Dans la présente étude, nous utilisons la même méthode, mais notre interprétation est quelque peu différente. De manière spécifique, la première composante principale est la combinaison linéaire normalisée d'un ensemble de variables à variance maximale. Les variables originales sont systématiquement ramenées à leurs valeurs types afin que les pondérations tirées de séries à forte variance soient plus petites que si on calculait la première composante principale à partir des variables initiales.

Supposons qu'un vecteur X de p éléments—réduits aux valeurs types afin que chaque x_i ($i = 1, \dots, p$) ait pour moyenne arithmétique zéro et pour variance un—ait pour matrice de corrélation Σ^6 . Soit β un des p éléments composants du vecteur tel que la somme des varres de β est égale à l'unité.

ie.

$$\beta'\beta = 1$$

(1)

Par définition, la première composante principale est la combinaison linéaire normalisée des p variables à variance maximale. La variance de la combinaison linéaire normalisée $\beta'X$ est

$$E(\beta'X)^2 = E(\beta'XX'\beta) = \beta'E(XX')\beta = \beta'\Sigma\beta$$

(2)

On obtient la combinaison linéaire normalisée $\beta'X$ à variance maximum à partir du vecteur β qui maximise (2) avec $\beta'\beta = 1$.

Soit

$$\phi = \beta'\Sigma\beta - \lambda(\beta'\beta - 1)$$

(3)

où λ est un multiplicateur de Lagrange.

⁵Cf. Les travaux de Kendall et Tintner, numéros 8 et 12 de la bibliographie.
⁶La méthode et la notation utilisées dans la présente section sont largement inspirées de Anderson. Cf. numéro 1 de la bibliographie.

² Le fait que les biais soient souvent très faibles et s'annulent limite ce point de vue. Même si les biais sont considérables, le total reste fréquemment presque inchangé car les séries composantes sont pondérées pour former un indice agrégé.

³ Cf. l'étude Cragg et Young, numéro 5 de la bibliographie.

⁴ Pour une utilisation antérieure de cette méthode en regard à l'IPC, voir l'article de Matuszewski, numéro 11 de la bibliographie.

initiales². En particulier, l'IPC et l'ISP ne peuvent permettre d'identifier les sous-jacents communs à tous les prix. L'inflation consiste en une évolution continue, *commune* à tous les prix, indépendamment des mouvements brefs et irréguliers qu'indiquent si souvent les principaux indices de prix. On devrait souligner que l'inflation reflète des variations communes et cumulatives des prix, et non les fluctuations des niveaux de prix que l'IPC et l'ISP sont destinées à exprimer. Afin de rendre ces indices utiles pour identifier les variations de prix tenant à l'inflation, on peut recourir à la méthode suivante: lorsqu'on estime que des articles ont été affectés par un phénomène anormal indépendant de l'inflation, on les exclut de l'indice. L'exclusion de l'alimentation de l'IPC en est l'exemple le plus courant. Le défaut de cette méthode tient à ce que toute distinction entre les variations de prix liées à l'inflation et indépendantes de celle-ci est, au mieux, arbitraire. On peut donc facilement omettre une source possible de variation de prix correspondant à l'inflation ou à la déflation. Le fait d'exclure un article d'un indice parce que son prix a décliné suppose une certaine conviction *a priori* que les prix ne peuvent pas diminuer en période d'inflation. On ne sait guère dans quelle mesure l'inflation exprime des variations de prix relatifs ou un accroissement général de tous les prix, et si les prix relatifs évoluent de manière asymétrique selon que l'on est en période d'inflation ou de déflation³.

Une méthode plus appropriée pour aborder ce problème consiste à rendre les caractéristiques statistiques des indices adéquates pour l'étude de l'inflation. La méthode des principales composantes peut servir à cette fin⁴. Elle consiste à bâtir un indice dans lequel les séries composantes sont pondérées selon leur part dans les variations de prix communes à toutes les séries. De même, il est également important de savoir dans quelle mesure un indice général exprime les variations des composantes individuelles, et quelle fraction de la variance totale peut s'expliquer par chacune des principales composantes. En outre, on peut isoler ceux-ci dans différents indices de prix afin d'obtenir une évaluation objective de leur représentativité des mouvements généraux des prix.

Lorsque l'on envisage la qualité de divers indices, il est très facile de se buter à des débats visant à déterminer lequel est le « meilleur », et lequel est le « meilleur » pour mesurer l'inflation. De telles discussions manquent quelque peu d'intérêt. Il est vrai qu'un indice peut être meilleur en ce sens qu'il est moins biaisé qu'un autre indice, mais il reste en fait que les principaux indices de prix sont destinés à mesurer les phénomènes entièrement différents; par conséquent, de telles comparaisons n'ont qu'une valeur assez limitée. L'IPC est un indice de Laspeyres destiné à mesurer les changements des prix de détail des biens et services. Les pondérations fixes sont issues d'une enquête sur les dépenses des ménages effectuée en 1957. Cette enquête concernait les ménages appartenant à la classe moyenne et vivant en milieu urbain. L'ISP est un indice de Paasche obtenu à partir d'estimations de la dépense nationale

PRINCIPALES COMPOSANTES,
INDICES DES PRIX ET INFLATION*

H.T. Young

INTRODUCTION

L'utilisation de l'indice des prix à la consommation (IPC) et de l'indice synthétique des prix (ISP) pour identifier les variations de prix tenant à l'inflation se heurte à un problème majeur: ces indices connaissent, de manière systématique, des variations désordonnées à court terme. Par conséquent, il est souvent nécessaire d'attendre un certain temps avant de pouvoir évaluer les tendances sous-jacentes des prix dans l'économie.

On peut, bien entendu, réduire les fluctuations de ces indices en calculant leurs variations comme des moyennes trimestrielles ou annuelles. Cette méthode est assurément efficace, mais on risque toujours qu'un événement anormal survenu dans une période antérieure retarde le moment estimé des variations de prix. Étant donné que ce caractère variable de l'IPC et de l'ISP provient de modifications des séries qui les composent, on peut se demander s'il est possible de mesurer la tendance générale des prix qu'ils recouvrent.

Les deux recherches effectuées antérieurement sur l'IPC et l'ISP¹ ne traitent pas de ce problème particulier. Quoique ces études décrivent de manière excellente les problèmes de conception et de méthode tenant aux deux indices, elles sont quelque peu limitées par leur point de vue traditionnel. La méthode utilisée par Asimakopulos et Loyns soulève un problème majeur: la simple quantification des biais possibles dans les divers indices ne rend ceux-ci appropriés qu'à leurs fins

*L'auteur exprime sa reconnaissance à MM. J.G. Cragg, F.C. Nold et B.L. Scarfe pour leurs suggestions et leurs commentaires éclairés. Il tient cependant à assumer l'entière responsabilité de toute erreur contenue dans la présente étude.

¹Cf les travaux de Asimakopulos et Loyns. Les références exactes se trouvent dans la bibliographie, aux numéros 4 et 9.

(1) Asimakopulos, A. *The Reliability of Selected Price Indexes as Measures of Price Trends*. Étude effectuée pour la Commission Porter sur le système bancaire (1962)

(2) Loyns, R.M.A. *Examen de l'indice des prix à la consommation et de l'indice synthétique des prix en tant que mesures des changements de prix récents dans l'économie canadienne*, Étude effectuée pour la Commission des Prix et des Revenus (1971), Ottawa, Information Canada, 1972.

(3) Stigler, G.J., et J.K. Kindahl, *The Behavior of Industrial Prices*. National Bureau of Economic Research New York (1970)

BIBLIOGRAPHIE

- 1. Dépenses des particuliers pour les biens de consommation durables
- 2. Dépenses des particuliers pour les biens semi durables
- 3. Dépenses des particuliers pour les biens non durables
- 4. Dépenses des particuliers pour les services
- 5. Dépenses des gouvernements pour les biens et services
- 6. Construction non résidentielle — gouvernements
- 7. Dépenses des gouvernements en machines et en équipement
- 8. Construction résidentielle — secteur privé
- 9. Construction non résidentielle — secteur privé
- 10. Dépenses du secteur privé en machines et en équipement
- 11. Exportations des biens et services

IPI

* 1^{er} quartil: -0.3184, Médiane: -0.1687, 3^{ème} quartil: -0.1624

** 1^{er} quartil: -0.1657, Médiane: -0.0111, 3^{ème} quartil: 0.0694

Numéro de l'article	Ecart	Somme des carrés	Proportion nulle	Coefficient d'auto-correlation de premier rang*	Coefficient d'auto-correlation de second rang**
4.	0.0019	0.0083	0.0000	-0.0320	0.2253
5.	0.0056	0.0096	0.0361	-0.1685	-0.1657
6.	-0.0004	0.0475	0.0000	-0.0276	-0.0775
7.	0.0015	0.2319	0.0602	-0.5768	0.1800
8.	0.0012	0.0614	0.0361	-0.3184	-0.2686
9.	-0.0002	0.0112	0.0361	-0.1624	-0.0111
10.	0.0002	0.0165	0.0120	-0.1025	-0.2838
11.	-0.0020	0.0130	0.0482	-0.3217	0.0582

TABLEAU A-3 (Fin)

TABLEAU A-2 (Fin)

11. Industrie des céréales pour petit déjeuner*					
12. Biscuiteries*					
13. Industries de la boulangerie*					
14. Confiseries*					
15. Raffineries de sucre*					
16. Fabricants d'huile végétale*					
17. Fabricants de liqueurs*					
18. Distilleries*					
19. Brasseries*					
20. Fabricants de vins*					
21. Tabac et produits connexes*					
22. Fabricants de chaussures en caoutchouc					
23. Fabricants de pneus et chambres à air					
24. Tanneries de cuir*					
25. Fabricantes de chaussures*					
26. Gants de cuir*					
27. Filatures de coton*					
28. Filatures de laine*					
29. Fabricantes de vêtements de laine					
30. Textiles synthétiques*					
31. Industrie des cordes et ficelles*					
32. Industrie des tapis et carpettes					
33. Linoléum et tissus couverts					
34. Industrie des sacs de coton et de jute*					
35. Fabricantes de bas et chaussettes*					
36. Autres fabricantes de tricots*					
37. Usines de vêtements pour hommes*					
38. Industrie des chapeaux et casquettes*					
39. Fabricantes de bardeaux*					
40. Scieries*					
41. Fabricantes de plaques de revêtement et de contreplaqués*					
42. Industrie des châssis et portes*					
43. Industrie des parquets*					
44. Fabricantes de caisses en bois*					
45. Mobilier de maison					
46. Mobilier de bureau					
47. Mobilier divers					
48. Usines de pâtes et papiers*					
49. Fabricants de revêtements d'asphalte pour toits*					
50. Fabricants de boîtes pliantes					
51. Fabricants de boîtes en carton ondulé*					
52. Fabricants de sacs en papier					

* Disponible à partir de 1956

TABLEAU A-3

ISP 1949-1969

11 articles

Numéro de l'article	Écart moyen	Somme des carrés	Proportion nulle	Coefficient d'auto-corrélation*	Coefficient d'auto-corrélation** de second rang**
1.	-0.0040	0.0159	0.0482	-0.1687	0.0694
2.	-0.0026	0.0067	0.0723	-0.2054	0.2633
3.	-0.0019	0.0115	0.0241	-0.2900	-0.1200

TABLEAU A-2 (Suite)

Numéro de l'article	Ecart moyen	Somme des carrés	Proportion nulle	Coefficient d'auto-corrélation* de premier rang*	Coefficient d'auto-corrélation* de second rang**
53.	0.0008	0.0040	0.5429	-0.1215	-0.1952
54.	-0.0016	0.0025	-0.0857	-0.0327	-0.1523
55.	-0.0001	0.0008	0.0000	0.4085	0.0425
56.	-0.0023	0.0015	0.0571	0.4941	0.1607
57.	-0.0044	0.0007	0.6857	0.3945	0.0186
58.	0.0013	0.0010	0.0000	0.0826	0.1407
59.	0.0090	0.0121	0.0000	0.2366	-0.1490
60.	-0.0027	0.0020	0.0857	-0.0926	0.1061
61.	0.0132	0.0310	0.0286	0.2478	-0.0138
62.	0.0113	0.0215	0.0000	0.7287	0.5106
63.	-0.0009	0.0020	0.0571	0.5666	0.3086
64.	0.0015	0.0015	0.0286	0.2752	-0.0091
65.	-0.0027	0.0031	0.0286	0.0643	-0.2836
66.	0.0005	0.0009	0.0286	0.0089	-0.1773
67.	-0.0038	0.0011	0.2857	0.2609	0.0418
68.	-0.0018	0.0012	0.0000	-0.0105	-0.3252
69.	-0.0029	0.0013	0.4571	0.4556	-0.1158
70.	-0.0057	0.0010	0.0286	0.2263	-0.1196
71.	-0.0050	0.0005	0.0000	0.0570	0.2206
72.	-0.0055	0.0034	0.0286	-0.0931	-0.4462
73.	-0.0036	0.0025	0.0000	0.2532	0.1154
74.	0.0004	0.0035	0.0857	0.1424	-0.1400
75.	0.0067	0.0240	0.0000	0.3446	0.0350
76.	-0.0024	0.0020	0.0000	0.1470	-0.0977
77.	-0.0011	0.0026	0.4000	-0.0198	-0.3203
78.	0.0020	0.0033	0.5142	0.2364	-0.3735
79.	0.0001	0.0044	0.5714	-0.0879	-0.2407
80.	0.0007	0.0038	0.0000	0.5652	0.2476
81.	0.0027	0.0033	0.1143	0.0292	0.0423
82.	-0.0004	0.0027	0.1714	0.0591	-0.0586
83.	-0.0003	0.0020	0.3429	-0.0361	-0.0625
84.	0.0014	0.0024	0.4857	0.0818	-0.0780
85.	-0.0019	0.0011	0.3143	0.2774	0.0070
86.	-0.0043	0.0026	0.0857	0.3617	-0.2023
87.	0.0008	0.0025	0.4857	-0.0501	-0.1880
88.	-0.0028	0.0124	0.0000	0.2823	0.0267
89.	-0.0087	0.0015	0.0286	0.3115	0.3036
90.	-0.0033	0.0010	0.0000	-0.2298	0.0716
91.	-0.0007	0.0031	0.2286	0.3401	0.0560
92.	-0.0024	0.0041	0.0286	0.1809	-0.1720
93.	-0.0064	0.0009	0.0286	0.3981	0.0601
94.	0.0007	0.0017	0.1714	0.4866	0.1849

* 1^{er} quartil: 0.1300, Médiane : 0.2532, 3^{ème} quartil : 0.3887
** 1^{er} quartil : -0.1400, Médiane : 0.0186, 3^{ème} quartil : 0.1616

IPVI

1. Abbatage et empaquetage des viandes*
2. Beurrieres et fromageries
3. Usines de pasteurisation
4. Usines de lait concentré
5. Fabricants de crème glacée*
6. Fromage refait
7. Poissonneries*
8. Industrie alimentaire
9. Conserveries de fruits et légumes
10. Minoteries*

TABLEAU A-2
IPVI 1961-1949 Trimestriel
94 articles

Número de l'article	Ecart moyen	Somme des carrés	Proportion nulle	Coefficient d'auto- corrélation	Coefficient d'auto- corrélation * de second rang**
1.	0.0025	0.0381	0.0000	0.1771	-0.0411
2.	0.0000	0.0125	0.0571	0.3887	0.1030
3.	0.0035	0.0050	0.0286	0.1989	-0.0754
4.	0.0016	0.0058	0.0286	0.4373	0.1041
5.	-0.0033	0.0019	0.0286	0.4332	-0.0725
6.	0.0006	0.0080	0.0000	0.0374	-0.4854
7.	0.0049	0.0065	0.0000	0.1350	0.2046
8.	0.0002	0.0025	0.0000	0.1300	-0.2559
9.	-0.0023	0.0079	0.0000	0.4252	0.2707
10.	0.0003	0.0122	0.0000	0.3085	0.3686
11.	0.0033	0.0044	0.2857	0.1056	-0.2079
12.	0.0016	0.0043	0.1714	0.2433	0.1986
13.	0.0020	0.0030	0.1143	0.1937	0.1357
14.	0.0010	0.0057	0.0000	0.4283	0.1918
15.	0.0058	0.4377	0.0000	0.4245	0.3190
16.	-0.0018	0.0524	0.0000	0.0161	-0.3285
17.	0.0044	0.0092	0.2571	0.6102	0.3947
18.	-0.0019	0.0028	0.2286	0.2844	-0.0177
19.	-0.0017	0.0017	0.6286	0.0783	0.0368
20.	-0.0033	0.0029	0.6286	0.3097	0.1026
21.	0.0064	0.0069	0.0286	0.2657	-0.0929
22.	-0.0019	0.0050	0.4286	0.2307	0.0837
23.	-0.0010	0.0020	0.2000	0.2195	-0.0543
24.	-0.0052	0.0176	0.1143	0.2723	-0.0006
25.	0.0029	0.0347	0.0000	0.5763	0.3058
26.	0.0020	0.0018	0.0857	0.2965	0.2166
27.	0.0037	0.0035	0.2286	0.3495	0.1919
28.	-0.0021	0.0016	0.0571	0.3178	0.1798
29.	-0.0022	0.0051	0.1429	0.3853	0.2423
30.	0.0012	0.0041	0.0857	0.1922	-0.1228
31.	-0.0069	0.0010	0.0000	0.3303	0.2313
32.	-0.0051	0.0005	0.7714	0.5358	0.1616
33.	-0.0058	0.0370	0.2571	0.5182	0.3177
34.	-0.0047	0.0011	0.2286	0.4110	0.2903
35.	-0.0004	0.0021	0.3429	0.3056	0.2446
36.	-0.0022	0.0186	0.0000	0.4549	0.1189
37.	-0.0063	0.0016	0.4000	0.2982	-0.0566
38.	-0.0040	0.0013	0.0571	0.4091	0.0595
39.	0.0012	0.0010	0.0286	0.0257	-0.1749
40.	0.0002	0.0033	0.3714	0.2514	-0.1845
41.	0.0179	0.2131	0.0000	0.4376	-0.2501
42.	0.0034	0.0400	0.0000	0.4781	-0.1311
43.	0.0033	0.0212	0.0000	0.1989	-0.4331
44.	0.0060	0.0052	0.0000	0.2243	-0.1435
45.	0.0057	0.0056	0.0000	0.1464	-0.0585
46.	0.0019	0.0051	0.0857	0.3479	0.1704
47.	0.0002	0.0011	0.0000	0.0238	0.1074
48.	0.0011	0.0019	0.7714	0.3100	0.0556
49.	-0.0004	0.0010	0.2571	0.2262	-0.1458
50.	-0.0006	0.0020	0.2286	0.2169	-0.0398
51.	-0.0062	0.0261	0.3429	0.2559	0.1576
52.	-0.0004	0.0029	0.0000	0.1837	0.0271

Produits	Logement	52.	Habit de neige pour fillette
d'épicerie	Vêtements pour	53.	Couches pour bébé
Vêtements pour	enfants	54.	Tabliers-blouses pour bébés
dames	Frais pour	55.	Richelieus
Services liés	automobiles	56.	Chaussures pour dame
au vêtement	Lecture	57.	Chaussures pour enfant
Soins personnels		58.	Couvre-chaussures
		59.	Cottonnades imprimées
		60.	Lainages
		61.	Blanchissage
		62.	Nettoyage à sec
		63.	Cordonnerie
		64.	Automobile neuve
		65.	Essence
		66.	Pneu
		67.	Assurance automobile
		68.	Réparation de pare-choc
		69.	Réalignement des freins
		70.	Batterie
		71.	Transport par autobus
		72.	Taxi
		73.	Transport par train
		74.	Transport par autobus (interurbain)
		75.	Visite médicale
		76.	Accouchement
		77.	Ablation de l'appendice
		78.	Plombages
		79.	Dentiers
		80.	Extraction
		81.	Cachets analgésiques
		82.	Vitamines
		83.	Pansements
		84.	Prescriptions
		85.	Savon de toilette
		86.	Pâte dentifrice
		87.	Poudre
		88.	Lames de rasoir
		89.	Tissus de nettoyage
		90.	Coupe de cheveux pour homme
		91.	Coiffure pour dame
		92.	Théâtre
		93.	Radio
		94.	Pellicule photographique
		95.	Disques
		96.	Bicyclettes
		97.	Journaux
		98.	Magazines
		99.	Cigarettes
		100.	Tabac
		101.	Bière
		102.	Spiritueux

Catégories majeures		1. Volaille	1.
Nourriture au domicile		2. Viandes fraîches	2.
Huiles et graisses		3. Porc préparé	3.
Vêtements pour hommes		4. Bœuf	4.
Articles à la pièce		5. Autres viandes	5.
Voyages		6. Poisson	6.
Alcools		7. Produits laitiers	7.
Tabacs		8. Œufs	8.
		9. Beurre	9.
		10. Boulangerie	10.
		11. Fruits frais	11.
		12. Fruits en conserve	12.
		13. Légumes frais	13.
		14. Légumes en conserve	14.
		15. Graisses et huiles	15.
		16. Produits d'épicerie	16.
		17. Importations directes	17.
		18. Coûts de location	18.
		19. Impôt foncier	19.
		20. Intérêts sur hypothèque	20.
		21. Réparations	21.
		22. Nouveaux logements	22.
		23. Assurances sur les biens possédés	23.
		24. Charbon	24.
		25. Mazout	25.
		26. Gaz à usage domestique	26.
		27. Electricité	27.
		28. Appareillage	28.
		29. Mobilier	29.
		30. Revêtements de sol	30.
		31. Textiles	31.
		32. Ustensiles	32.
		33. Fournitures	33.
		34. Téléphone	34.
		35. Poste	35.
		35. Aide ménagère	35.
		37. Assurance-foyer	37.
		38. Costume pour homme	38.
		39. Chemise pour homme	39.
		40. Chapeau pour homme	40.
		41. Manteau de printemps pour dame	41.
		42. Manteau d'hiver pour dame	42.
		43. Robe pour dame	43.
		44. Combinaison pour dame	44.
		45. Bas pour dame	45.
		46. Pantalon de garçon	46.
		47. Maillot de garçon	47.
		48. Chandail pour garçon	48.
		49. Anorak pour garçon	49.
		50. Manteau pour fillette	50.
		51. Robe pour fillette	51.

TABEAU A-1 (Suite)

TABEAU A-1 (Fin)

Numéro de la catégorie mineure	Ecart moyen	Somme des carrés	Proportion nulle	Coefficient d'auto-corrélation de premier rang*	Coefficient d'auto-corrélation de second rang*
59.	-0.0025	0.0079	0.0722	0.4297	0.0521
60.	-0.0053	0.0110	0.0482	0.1532	0.2122
61.	0.0025	0.0050	0,0602	0.0519	-0.3246
62.	0.0004	0.0044	0.0602	0.4530	0.1711
63.	0.0032	0.0042	0.0602	-0.0357	-0.0338
64.	-0.0032	0.0307	0.0482	0.1750	-0.0731
65.	-0.0028	0.0150	0.0241	0.4308	0.0194
66.	0.0016	0.0702	0.0602	0.4509	0.3430
67.	0.0047	0.0744	0.4699	0.1772	0.1301
68.	0.0073	0.0152	0.0482	0.3590	0.1734
69.	0.0032	0.0121	0.0722	0.1324	0.0655
70.	-0.0042	0.0198	0.0482	0.0719	0.0649
71.	0.0101	0.0553	0.0482	0.1546	-0.1233
72.	0.0009	0.0070	0.2048	0.1205	0.0238
73.	0.0007	0.1711	0.3735	-0.3520	0.0468
74.	-0.0017	0.0105	0.3735	0.1061	-0.0211
75.	0.0039	0.0211	0.4578	-0.1448	0.2375
76.	0.0039	0.0104	0.4578	0.0136	0.0797
77.	-0.0032	0.0037	0.4578	0.3183	0.3040
78.	0.0058	0.0146	0.4337	-0.2900	0.0865
79.	0.0026	0.0100	0.4337	-0.1495	0.1412
80.	0.0085	0.0228	0.4337	-0.1396	0.0137
81.	-0.0034	0.0139	0.3373	0.4409	0.1457
82.	-0.0075	0.0079	0.2289	0.5567	0.2315
83.	0.0018	0.0188	0.2048	0.3851	0.0693
84.	-0.0062	0.0169	0.0361	0.4280	0.1785
85.	-0.0004	0.0321	0.0963	0.3356	0.2117
86.	-0.0013	0.0162	0.1446	0.1580	0.1808
87.	0.0014	0.0257	0.1205	0.0797	0.0522
88.	-0.0044	0.0050	0.4217	0.6034	0.3414
89.	-0.0024	0.0146	0.0963	0.0268	0.1226
90.	0.0077	0.0108	0.0482	0.4067	0.0159
91.	0.0043	0.0076	0.0602	0.5076	0.4180
92.	0.0095	0.0106	0.0241	0.4494	0.3348
93.	-0.0061	0.0114	0.0482	-0.0649	0.0308
94.	0.0020	0.0362	0.2169	0.2442	-0.1280
95.	0.0002	0.0500	0.3133	0.0373	0.0324
96.	-0.0017	0.0075	0.0722	0.1257	0.0950
97.	0.0054	0.0273	0.3253	-0.0360	0.1859
98.	-0.0020	0.0461	0.3735	0.2145	-0.0407
99.	-0.0014	0.0322	0.3373	0.3255	-0.0561
100.	0.0005	0.0194	0.4578	0.2739	-0.1888
101.	-0.0016	0.0141	0.4699	-0.1133	-0.0979
102.	-0.0004	0.0108	0.3976	0.0566	-0.1330

* 1^{er} quartil: 0.0268, médiane 0.2109, 3^{ème} quartil: 0.3758
 ** 1^{er} quartil: -0.0774, médiane 0.0468, 3^{ème} quartil: 0.1607

Catégories brutes

Nourriture
 Santé
 Logement
 Loisirs et lecture
 Tabacs et alcools
 Habillement
 Transports

TABLEAU A-1 (Suite)

Numéro de la catégorie mineure	Écart moyen	Somme des carrés	Proportion nulle	Coefficient d'auto-corrélation de premier rang*	Coefficient d'auto-corrélation de second rang*
5.	-0.0004	0.0553	0.0000	0.5037	0.2306
6.	0.0022	0.0152	0.0241	0.4490	0.1009
7.	0.0010	0.0069	0.0602	0.0574	0.0273
8.	0.0080	0.5803	0.0000	-0.0407	-0.1842
9.	-0.0007	0.0091	0.0241	0.1340	-0.1903
10.	0.0015	0.0071	0.0120	0.2109	0.1115
11.	0.0001	0.3833	0.0000	-0.1174	-0.2564
12.	-0.0010	0.2110	0.0000	0.5781	0.1492
13.	0.0075	0.4353	0.0000	0.0830	-0.0087
14.	-0.0003	0.0269	0.0120	0.5695	0.1796
15.	-0.0063	0.0959	0.0000	0.4008	0.2055
16.	-0.0023	0.0281	0.0000	0.3758	0.0833
17.	0.0006	0.0980	0.0000	0.2190	-0.3463
18.	0.0007	0.0053	0.0482	0.6169	0.2923
19.	0.0040	0.0128	0.4217	0.0719	-0.5030
20.	0.0012	0.0159	0.6747	0.2900	0.3803
21.	0.0040	0.0042	0.0000	0.0214	-0.0593
22.	0.0047	0.0056	0.0000	0.2212	0.0038
23.	0.0026	0.0096	0.3253	0.3900	0.3129
24.	0.0002	0.0111	0.0120	0.0964	-0.0391
25.	-0.0059	0.0209	0.0723	0.0583	-0.1317
26.	-0.0043	0.0088	0.5663	0.4816	0.2436
27.	-0.0024	0.0157	0.3614	-0.0373	0.0513
28.	-0.077	0.0139	0.0602	0.1265	-0.0378
29.	-0.0005	0.0030	0.0000	0.2002	0.1111
30.	-0.0015	0.0173	0.0241	0.4398	-0.0519
31.	-0.0024	0.0065	0.0361	0.3484	0.1475
32.	0.0019	0.0030	0.0120	0.2220	0.1668
33.	-0.0006	0.0047	0.0000	0.2112	0.1891
34.	-0.0002	0.0149	0.3253	0.3897	0.0961
35.	0.0015	0.1053	0.9036	0.1818	-0.0317
36.	0.0063	0.0193	0.4819	-0.1202	0.1111
37.	-0.0005	0.0159	0.3012	0.4462	0.1946
38.	0.0008	0.0151	0.0000	-0.1159	0.0005
39.	-0.0014	0.0057	0.0482	-0.0329	-0.1218
40.	-0.0000	0.0095	0.1807	0.3763	0.1211
41.	-0.0002	0.0806	0.2289	-0.1650	-0.0774
42.	-0.0035	0.0560	0.1687	-0.0128	-0.4664
43.	-0.0038	0.0662	0.2410	0.1423	-0.4386
44.	-0.0055	0.0032	0.3253	0.5105	0.2907
45.	-0.0084	0.0399	0.0964	0.4524	0.0644
46.	-0.0023	0.0043	0.1325	-0.1078	0.0266
47.	-0.0030	0.0327	0.2410	0.2174	-0.1838
48.	-0.0008	0.0133	0.2410	0.2444	-0.0198
49.	-0.0045	0.0607	0.2410	-0.0930	-0.1511
50.	-0.0016	0.0582	0.1567	0.3264	-0.1770
51.	-0.0038	0.0244	0.1687	-0.2538	0.2445
52.	-0.0031	0.0771	0.2771	-0.1400	-0.0375
53.	-0.0024	0.0247	0.2289	0.2253	-0.2668
54.	-0.0040	0.0067	0.4699	0.0233	-0.1040
55.	0.0034	0.0098	0.0482	0.4490	0.2508
56.	0.0020	0.0066	0.1084	0.3308	0.1327
57.	0.0033	0.0134	0.2289	0.3246	0.1607
58.	0.0010	0.0376	0.2169	0.2169	0.0468

b. Lorsque l'on considère des périodes prolongées, la part des variations de type tendanciel des prix relatifs revêt une importance mineure.

c. L'importance des variations de prix relatifs et celle des variations de prix absolus ne sont que faiblement liées.

d. Même pour des périodes aussi brèves qu'une année, il existe des variations considérables de prix relatifs que l'on ne peut exprimer par un taux régulier de variation annuelle.

Il conviendrait de rappeler à nouveau que ces résultats sont calculés à l'aide d'une méthode très approximative, à des fins essentiellement descriptives. Ils ont pourtant un certain nombre de conséquences intéressantes.

Premièrement, les principales caractéristiques des variations de prix que devrait expliquer un point de vue structurel ne sont pas communes à tous les prix. Pour expliquer ces variations, les modèles utilisés devraient donc recourir à des variables différentes dont les propres changements varient fortement de l'une à l'autre, ou bien à des paramètres ou à des structures de décalage assez différents pour exprimer des variables qui sont communes aux divers modèles de prix ou qui évoluent ensemble.

Deuxièmement, il ne semble pas que l'inflation entraîne—ou soit nécessaire pour entraîner—des changements considérables des prix relatifs. Cette constatation remet en question l'idée selon laquelle, du fait de la rigidité à la baisse des prix, le niveau des prix doit s'élever assez rapidement pour que se produisent des variations substantielles de prix relatifs. Elle met également en doute la notion selon laquelle les poussées d'inflation s'accompagnent des changements chaotiques des prix relatifs. Et elle contredit dans une certaine mesure la conception d'une inflation naissant de l'instabilité de la demande ou de goulots d'étranglement qui font monter rapidement certains prix. Enfin, on peut se demander dans quelle mesure les variations de prix peuvent s'expliquer par des ajustements progressifs des variations de prix, aux niveaux qu'ils estiment assez représentatifs des «justes» valeurs de marché à long terme. En fait, si nos résultats fournissent une indication, c'est que les variations de prix relatifs sont peut-être plus liées à la répartition à court terme des biens entre les acheteurs qu'à la répartition à long terme des ressources entre les diverses entreprises productrices. Mais les résultats de notre étude ne permettent pas de conclure à ce sujet. Notre but était de fournir une meilleure description des variations de prix qui se sont produites et non d'analyser la détermination ou l'efficacité du fonctionnement du système de prix.

TABLEAU A-1
IPC - 1949 à 1969
Catégories mineures

Numéro de la catégorie mineure	Ecart moyen	Somme des carrés	Proportion nulle	Coefficient d'auto-corrélation de premier rang*	Coefficient d'auto-corrélation de second rang*
1.	-0.0085	0.1348	0.0000	0.2627	-0.1457
2.	0.0018	0.1397	0.0000	0.2350	-0.1425
3.	0.0010	0.1990	0.0000	0.3586	0.1217
4.	0.0021	0.1415	0.0000	0.1953	-0.1043

On peut rechercher les conséquences du recours à différentes compilations pour l'étude des prix à l'aide de l'IPC. Le tableau V résume la décomposition, en termes de pourcentages, pour les trois niveaux de compilation. On remarquera que les valeurs de \bar{Z} ne changent pas systématiquement avec le niveau de compilation, à la différence de la part de \bar{Z} dans la somme des carrés; en effet, la part provenant de la moyenne globale décroît régulièrement avec le nombre d'articles retenus. Il en va de même pour les écarts moyens de période corrigés des variations saisonnières, Z'_t . En conséquence, lorsqu'on considère des indices de prix compilés à un niveau d'aggrégation élevé, on est conduit à penser que les variations générales des prix sont beaucoup plus marquées que ce ne serait le cas avec des prix individuels. Ceci n'a évidemment rien d'étonnant puisque le calcul des moyennes tend à réduire les facteurs aléatoires. Ce phénomène tend beaucoup moins à se produire dans le cas de la part de Z_j . Par conséquent, les résultats fournis par les grands agrégats quant à l'importance relative des variations globales de prix absolus par rapport aux variations globales, persistantes, des prix relatifs varient considérablement selon les agrégats utilisés; ceci est également vrai dans le cas des variations moins durables de prix relatifs. En d'autres termes, si l'on ne considère dans un indice que quelques articles agrégés, il peut être très difficile d'évaluer l'importance des variations de prix relatifs survenant dans l'économie.

TABLEAU V

Effets de l'aggrégation de l'IPC, données trimestrielles									
	\bar{Z}	e'_t	d_t	Z'_t	\bar{d}_t	Z_j	\bar{Z}	r_1	r_2
1961-1969									
Catégories brutes	0.642	35.13	10.7	26.9	1.0	1.5	25.5	0.27	0.35
Catégories majeures	0.615	57.1	11.2	16.4	0.2	3.4	11.8	0.43	0.07
Catégories mineures	0.583	53.5	36.9	4.2	0.4	1.6	3.5	0.30	0.14
Total IPC	0.619	—	—	—	—	—	—	—	—
1956-1969									
Catégories brutes	0.664	33.0	16.2	13.4	1.6	1.4	34.1	0.33	0.01
Catégories majeures	0.652	50.7	20.4	8.3	0.5	3.2	16.8	0.40	0.19
Catégories mineures	0.612	48.5	43.2	1.4	0.6	2.1	4.2	0.10	0.18
Total IPC	0.600	—	—	—	—	—	—	—	—
1956-1969									
Catégories brutes	0.642	29.6	26.8	4.5	0.6	1.9	36.5	0.30	0.18
Catégories majeures	0.729	42.6	28.0	8.2	0.9	3.1	17.3	0.21	0.01
Catégories mineures	0.695	41.2	49.2	1.2	0.6	2.4	5.4	0.48	0.27
Total IPC	0.666	—	—	—	—	—	—	—	—

RÉSUMÉ ET CONSÉQUENCES

Quatre conclusions se dégagent de la décomposition des variations de prix :
a. Le facteur dominant des variations de prix ne tient pas aux changements des niveaux de prix absolus, que l'on pourrait considérer comme correspondants à l'inflation.

On devrait remarquer que les termes Z ne correspondent pas aux valeurs de l'inflation habituellement calculées. Ceci est particulièrement vrai pour l'IPC et l'ISP que l'on publie plus souvent sur la base des moyennes globales pondérées qu'à partir des moyennes non pondérées que nous avons utilisées; et les taux de croissance sont rarement calculés comme des moyennes de taux trimestriels. Si le second aspect n'a guère d'importance, le premier en a considérablement. Dans le tableau IV, nous reprenons les valeurs de Z indiquées aux tableaux II et III pour l'IPC et l'ISP et nous les comparons avec les valeurs de la croissance de ces indices, calculée sur la base de l'indice total plutôt que d'une simple moyenne des taux de croissance de ses composantes. Quoique les deux séries évoluent largement de manière semblable, elles ne sont pas liées par une corrélation égale à l'unité. Avec la base annuelle, ces corrélations sont de 0.9735 pour l'IPC et de 0.8971 pour l'ISP. En fait, les deux séries indiquent des différences d'accélération des prix pour deux années dans le cas de l'IPC et pour six années dans celui de l'ISP.

TABEAU IV
IPC et ISP agrégés

Taux moyens de variation trimestrielle				
IPC (102 articles)		ISP		
Variation de l'indice	Z	Variation de l'indice	Z	
1949-1951	1.535	1.281	1.633	1.760
1952-1954	0.069	0.033	0.308	0.080
1955-1957	0.457	0.364	0.531	0.637
1958-1960	0.411	0.463	0.399	0.256
1961-1963	0.279	0.318	0.467	0.370
1964-1966	0.697	0.745	0.875	0.805
1967-1969	1.028	0.935	0.993	0.757
1949*	0.374	0.065	0.002	0.597
1950	1.368	1.027	2.036	1.560
1951	2.573	2.447	2.456	2.833
1952	0.367	0.143	0.226	0.188
1953	0.049	0.206	0.175	0.144
1954	0.112	0.038	0.522	0.284
1955	0.047	0.030	0.413	0.596
1956	0.686	0.437	1.225	0.956
1957	0.640	0.624	0.046	0.359
1958	0.590	0.578	0.369	0.146
1959	0.375	0.466	0.560	0.329
1960	0.287	0.344	0.268	0.291
1961	0.009	0.121	0.505	0.113
1962	0.421	0.444	0.414	0.450
1963	0.406	0.391	0.483	0.548
1964	0.408	0.458	0.638	0.513
1965	0.720	0.827	0.856	0.947
1966	0.962	0.950	1.132	0.955
1967	0.942	0.814	0.737	0.590
1968	1.033	1.062	1.029	0.642
1969	1.111	0.928	1.213	1.037

TABEAU III
Décomposition par années

IPVI Trimestriel 94 articles			IPVI Trimestriel 64 articles			IPC Trimestriel 102 articles			ISP 11 articles		
Erreur			Erreur			Erreur			Erreur		
\bar{Z}	Procen- tuelle ^a	Par rapport au total ^b	\bar{Z}	Procen- tuelle ^a	Par rapport au total ^b	\bar{Z}	Procen- tuelle ^a	Par rapport au total ^b	\bar{Z}	Procen- tuelle ^a	Par rapport au total ^b
1949	—	—	—	—	—	0.065	75.59	0.2933	0.597	79.76	0.0118
1950	—	—	—	—	—	1.028	79.52	0.4927	1.560	90.61	0.0111
1951	—	—	—	—	—	2.447	77.04	0.4660	2.833	85.92	0.0103
1952	—	—	—	—	—	-0.143	79.93	0.6358	-0.188	74.72	0.0114
1953	—	—	—	—	—	0.206	70.58	0.2754	0.144	78.68	0.0092
1954	—	—	—	—	—	0.038	78.09	0.2798	0.284	89.65	0.0096
1955	—	—	—	—	—	0.030	88.32	0.2976	0.596	70.23	0.0096
1956	—	—	—	—	—	0.437	83.70	0.3136	0.956	86.85	0.0108
1957	—	—	0.433	51.74	0.0667	0.624	86.52	0.3166	0.359	72.28	0.0076
1958	—	—	0.326	81.21	0.1668	0.578	87.07	0.3589	0.146	68.88	0.0063
1959	—	—	0.069	69.35	0.0675	0.466	81.29	0.2323	0.329	91.24	0.0033
1960	—	—	0.380	74.07	0.1442	0.344	92.53	0.3457	0.291	83.59	0.0050
1961	—	—	-0.022	46.48	0.0621	0.121	84.82	0.4410	0.113	78.82	0.0044
1962	0.057	0.0626	0.185	76.51	0.0994	0.444	87.18	0.3269	0.450	95.29	0.0044
1963	0.300	0.0961	0.493	61.00	0.0667	0.391	91.23	0.3160	0.548	91.59	0.0037
1964	0.654	0.3757	0.847	43.45	0.3588	0.458	82.83	0.2834	0.513	76.80	0.0029
1965	0.195	0.1820	0.759	27.21	0.1568	0.827	80.47	0.4318	0.947	70.14	0.0054
1966	0.367	0.0832	0.261	55.93	0.0641	0.950	99.10	0.3392	0.955	84.49	0.0045
1967	0.612	0.1500	0.552	77.70	0.1268	0.814	77.36	0.3243	0.590	72.50	0.0068
1968	0.647	0.1461	0.716	57.94	0.0786	1.062	90.03	0.4903	0.642	70.21	0.0074
1969	0.591	0.1565	0.767	60.00	0.1281	0.928	84.40	0.2535	1.037	80.51	0.0065
1969	0.828	0.2718	0.777	82.66	0.2347						

$a 100 \times \frac{\sum \sum e_{jt}^2}{\sum \sum e_{jt}^2 + T \sum Z_j^2}$

$b \frac{\sum \sum e_{jt}^2}{\sum \sum e_{jt}^2 + T \sum Z_j^2}$

TABLEAU II

Décomposition pour des périodes de trois ans

SC = Somme des carrés											
IPVI – 94 articles						IPVI – 64 articles					
Mensuel						Mensuel					
Trimestriel						Trimestriel					
Pourcentage						Pourcentage					
de SC						de SC					
attir-						attir-					
buable						buable					
à Z _j						à Z _j					
à e _{jt}						à e _{jt}					
SC attri-						SC attri-					
Pourcen-						Pourcen-					
tage par						tage par					
Tri-						Tri-					
mestre						mestre					
relatifs						relatifs					
aux prix						aux prix					
buable						buable					
attir-						attir-					
de SC						de SC					
Pourcentage						Pourcentage					
IPVI – 102 articles						IPVI – 11 articles					
Mensuel						Trimestriel					
1956-1957 . . .	0.122	0.0726	0.0120	42.91	0.372	0.0597	0.0434	0.0189	0.0898	74.14	79.78
1958-1960 . . .	0.047	0.1794	0.0067	68.69	0.142	0.2004	0.0189	0.0431	0.1036	77.23	64.26
1961-1963 . . .	0.171	0.3141	0.0290	66.36	0.508	0.3202	0.0898	0.0431	0.1036	74.14	79.78
1964-1966 . . .	0.095	0.1999	0.0329	66.40	0.296	0.1877	0.1036	0.0431	0.1036	79.78	64.26
1967-1969 . . .	0.253	0.2556	0.0133	57.52	0.753	0.3141	0.0431	0.0431	0.1036	64.26	79.78
1949-1951 . . .	1.281	0.5275	0.0954	39.43	1.760	0.0122	0.0018	0.0032	0.0032	44.06	32.32
1952-1954 . . .	0.033	0.5106	0.0855	49.33	0.080	0.0091	0.0032	0.0032	0.0032	36.14	43.86
1955-1957 . . .	0.364	0.3030	0.0382	35.59	0.637	0.0143	0.0022	0.0022	0.0022	37.66	37.66
1958-1960 . . .	0.463	0.3190	0.0369	36.13	0.256	0.0057	0.0014	0.0014	0.0014	33.14	33.14
1961-1963 . . .	0.318	0.3900	0.0315	38.06	0.370	0.0048	0.0005	0.0005	0.0005	32.32	32.32
1964-1966 . . .	0.745	0.3714	0.0601	37.96	0,805	0.0053	0.0022	0.0022	0.0022	32.32	32.32
1967-1969 . . .	0.935	0.3696	0.0646	36.34	0.757	0.0100	0.0032	0.0032	0.0032	44.06	32.32

Il est aussi intéressant de voir si les articles indiquant les plus fortes variations—en termes absolus ou relatifs—des prix relatifs sont les plus variables. Le tableau I répond à cette question en termes de coefficients de corrélation. Ceux-ci n'apportent qu'une confirmation modérée à cette hypothèse.

Bien entendu, ces résultats concernent des périodes assez prolongées et opposent les variations de prix relatifs à long terme aux variations de prix relatifs à plus court terme. En outre, la définition en termes de tendances des fluctuations des prix en longue période a la conséquence suivante: les variations de la tendance des prix, qui impliquent des modifications rares, mais prononcées, des prix se manifesteront dans une large mesure dans les termes e_{jt} et Z_j —ce qui devrait assurément être le cas. On ne devrait donc pas interpréter le résultat selon lequel les termes e_{jt} ont une grande importance comme la conséquence de renversements immédiats ou automatiques des écarts entre les taux de croissance des prix individuels et leur propre moyenne ou la moyenne de la période. Mais, de la même manière, les écarts ne persistent que dans une assez faible mesure. Les tableaux A-1 à A-3 indiquent les coefficients d'autocorrélation de premier et de second ordre des e_{jt} pour chacun des indices des prix individuels considéré. Comme l'indiquent les valeurs médianes de ces coefficients, la plupart d'entre eux sont positifs; et les valeurs des quartils indiquent qu'ils sont en majorité faibles. Néanmoins, il est également intéressant de comparer les décompositions des sommes des carrés pour des périodes plus courtes afin de voir comment elles ont varié dans le temps et comment elles se comparent avec les résultats concernant des périodes plus prolongées.

Le tableau II résume les décompositions calculées sur une base de trois ans. Chaque partie de ce tableau contient quatre facteurs: les valeurs de \bar{Z} , de $\sum_{j=1}^J e'_{jt} Z_j$, de $\sum_{j=1}^J Z_j^2$ et le pourcentage que représente la somme de ces deux éléments dans la somme totale des carrés. On remarquera que, dans la plupart des cas, la part de Z_j ne représente qu'une petite fraction de celle de e'_{jt} . Néanmoins, cette fraction est beaucoup plus importante que celles indiquées par le tableau I. Bien qu'il n'ait rien de surprenant, ce fait indique que les e'_{jt} ne représentent pas simplement des fluctuations aléatoires concernant certaines tendances de prix relatifs. Autre caractéristique remarquable, la relation entre le taux de croissance moyen des prix au cours des périodes considérées et les sommes des carrés de chaque composante n'est forte pour aucun des éléments. Ce résultat s'accorde avec les déductions tirées des corrélations du tableau I et il confirme que l'importance de la variation de prix relatifs n'est que faiblement liée au taux moyen d'augmentation des prix.

La décomposition de la somme des carrés par périodes plus courtes est poursuivie au tableau III, dans lequel on a calculé sur une base annuelle la décomposition pour les variations trimestrielles. Il conviendrait de remarquer que dans ce tableau nous utilisons e_{jt} , plutôt que e'_{jt} . La part de la contribution de $\sum Z_j^2$ à la contribution totale de ce terme et des termes Z_j indique des fluctuations substantielles au cours du temps dans le cas de l'IPVI, mais pas dans celui des autres indices. Dans tous les cas, il existe une légère corrélation entre cette part et les termes \bar{Z} ; il en est de même de la somme des contributions des variations de prix relatifs.

Tableau I
Décomposition de la somme des carrés

Indice	IPVI					IPC		ISP	
Période	1961-9	1961-9	1961-9	1961-9	1961-9	1949-69	1949-69	1949-69	1949-69
Nombre d'articles	94	94	102	102	102	102	102	11	11
Période	Mensuelle	Trimes- trielle	Trimes- trielle	Trimes- trielle	Trimes- trielle	Trimes- trielle	Trimes- trielle	Trimes- trielle	Trimes- trielle
$\Sigma \Sigma Z_{jt}$	1.560	1.649	3.212	8.173	0.260				
Z – valeur, par période	0.0016	0.0048	0.0070	0.0058	0.0065				
Pourcentage de $\Sigma \Sigma Z_{jt}^2$ dû à									
Z_j	1.66	4.68	5.37	3.52	14.97				
$Z_{j,t}$	1.19	3.60	2.41	1.57	1.99				
$Z'_{j,t}$	1.60	2.18	1.23	4.16	2.48				
d_t	0.51	0.69	0.61	0.36	1.51				
e'_{jt}	79.50	77.62	41.21	53.45	46.50				
d_{jt}	15.53	11.22	49.17	36.93	10.24				
Corrélation de $Z'_{j,t}$ avec $\sqrt{\frac{\Sigma e'_{jt}}{2}}$	0.122	0.144	0.483**	0.299**	0.285**				
Corrélation de $ Z'_{j,t} $ avec $\sqrt{\frac{\Sigma e'_{jt}}{2}}$	0.327**	0.142	0.408**	0.432**	0.322**				
Corrélation de Z_j avec $\sqrt{\frac{\Sigma e'_{jt}}{2}}$	0.432**	0.474**	0.272**	0.140*	0.240**				
Corrélation de $ Z_j $ avec $\sqrt{\frac{\Sigma e'_{jt}}{2}}$	0.328**	0.450**	0.103	0.118	0.069				
Pourcentage de Z'_t positif	0.514	0.514	0.457	0.410	0.410				
Pourcentage de $Z_{j,t}$ positif	0.500	0.489	0.490	0.500	0.546				
Pourcentage de variations de prix nulles	44.57	13.92	10.62	17.81	1.21				

*significatif au niveau .05
**Significatif au niveau .01

positives, mais pas exceptionnellement élevées². Elles sont plus marquées pour l'IPC que pour l'IPVI. On pourrait toutefois prétendre que les corrélations devraient lier les écarts absolus des variations globales des prix par rapport à leurs valeurs moyennes plutôt que les écarts exprimés en valeurs algébriques. Les corrélations correspondant à cette hypothèse apparaissent également dans le tableau I; ici encore, les résultats ne confirment que timidement la relation suggérée. La meilleure corrélation nous est fournie par l'une ou l'autre version, selon les séries utilisées, la longueur de la période retenue et la période pendant laquelle les variations des prix individuels se produisent. On peut remarquer que les niveaux globaux de variation des prix sont presque aussi souvent inférieurs à la tendance qu'ils n'y sont supérieurs; toutefois, les cinq plus grand écarts positifs sont supérieurs en valeur absolue aux cinq plus grands écarts négatifs pour chacune des colonnes du tableau I.

² Il convient cependant de remarquer que nombre des corrélations sont significatives.

RÉSULTATS

Nous avons étudié l'IPC pour la période commencée au début de 1949 et terminée à la fin de 1969. Bien que cet indice soit disponible sur une base mensuelle, nous avons, pour des raisons techniques, utilisé des moyennes trimestrielles. Nous avons considéré l'IPC selon trois niveaux que nous appellerons «catégories brutes», «catégories majeures» et «catégories mineures». On trouvera la liste des articles concernés dans le tableau A-1. On peut remarquer que la pondération et la composition des prix individuels qui composent les indices ont effectivement changé en 1961, lorsque l'IPC a été révisé.

Plus on remonte dans le temps, moins l'IPVI couvre d'articles. Nous nous sommes concentrés sur les 94 éléments disponibles depuis 1961, dont la liste figure dans le tableau A-2. Cependant, dans certaines parties de notre analyse, nous avons également utilisé un ensemble de 64 éléments disponibles depuis 1956. Ceux-ci figurent également dans le tableau A-2 et sont identifiés par une astérisque. On dispose de l'IPVI sur une base mensuelle.

Nous n'avons étudié l'ISP que pour les articles importants énumérés dans le tableau A-3. Cet indice est disponible sur une base trimestrielle depuis le début de 1949.

On trouvera dans le tableau I les résultats de la décomposition examinée dans la section précédente. Plusieurs points intéressants se dégagent de ce tableau. Les termes résiduels e_{jt} et d_{jt} , qui représentent respectivement la variation des prix relatifs transitaires et les termes saisonniers particuliers aux séries individuelles, composent la majeure partie des sommes des carrés. De ces deux éléments, les termes saisonniers sont comparativement peu importants dans l'IPVI, alors qu'ils sont à peu près aussi importants que l'erreur dans l'IPC. Cette différence ne semble s'expliquer que dans une faible mesure par un plus grand nombre de périodes de stabilité des prix dans l'IPVI. Comme l'indique la dernière ligne du tableau I, les variations nulles des prix individuels observées ne représentent pas une proportion beaucoup plus élevée dans l'IPVI que dans l'IPC. Les tableaux A-1, A-2 et A-3 indiquent le pourcentage de variations nulles observées pour chaque article.

Tous les autres éléments de la décomposition jouent un rôle comparativement faible dans la somme des carrés. Ceci est particulièrement flagrant en ce qui concerne la part des variations globales des prix relatifs survenues pendant la période, soit Z_{jt} . Dans tous les cas, ce terme représente moins de quatre pour cent de la somme totale des carrés. De même, les écarts de période en période du taux de croissance moyen ne contribuent que faiblement à la somme des carrés et l'élément saisonnier contenu dans ces moyennes est tenu, sauf dans le cas de l'ISP. Les rôles comparativement peu importants des variations globales des prix ou des tendances des changements des prix relatifs pendant des périodes aussi longues que celles que nous considérons constituent donc le principal résultat de la décomposition.

L'une des questions importantes à propos du rôle des variations de prix relatifs et des variations de prix absolus consiste à savoir si les périodes de hausse des prix correspondent systématiquement à des variations substantielles des prix relatifs. Le premier groupe de corrélations figurant dans le tableau I—qui exprime les corrélations entre Z'_{jt} et l'écart-type de e'_{jt} pendant des périodes identiques—indique dans une certaine mesure la réponse à cette question. Les corrélations sont

$$(3.3) \quad Z_{.t} = \sum_j (Z_{jt} - \bar{Z}) / J$$

$$(3.4) \quad Z_{.j} = \sum_t (Z_{jt} - \bar{Z}) / T$$

et

$$(3.5) \quad e_{jt} = Z_{jt} - \bar{Z} - Z_{.t} - Z_{.j}.$$

A partir de ces définitions, on voit facilement que:

$$(3.6) \quad \sum_j \sum_t Z_{jt}^2 = JT \bar{Z}^2 + J \sum_t Z_{.t}^2 + T \sum_j Z_{.j}^2 + \sum_t \sum_j e_{jt}^2.$$

On peut interpréter les quatre termes du second membre de (3.6) comme la contribution de chaque aspect décrit ci-dessus à la somme totale des carrés.

Bien que cette analyse soit la même que la décomposition utilisée dans l'analyse de variance, on n'a aucune raison de supposer que les e_{jt} sont distribués indépendamment ou normalement avec les mêmes variances. L'intérêt primordial de la décomposition est plutôt d'indiquer dans quelle mesure ces divers facteurs bruts expliquent les variations des prix. En tant que tels, ils servent comme un étalon de comparaison pour des travaux ultérieurs. Ils indiquent également dans quelle mesure le mouvement conjugué des prix provient de ces facteurs bruts et dans quelle mesure il persisterait en leur absence; c'est-à-dire qu'ils indiquent le lien qui subsiste entre les prix une fois que ces facteurs bruts ont été éliminés.

Les régressions des taux individuels de variation des prix qui contiennent un terme constant expliquent automatiquement les termes \bar{Z} et $Z_{.j}$. Le caractère approprié des régressions dépend donc du degré auquel elles réussissent à expliquer $Z_{.t}$ et e_{jt} . Une décomposition identique des facteurs résiduels d'un système de régressions fournirait des chiffres comparables à ceux calculés ici pour indiquer dans quelle mesure les régressions expliquent les deux facteurs.

On peut remarquer que nombre des séries de variations des prix à analyser contiennent des facteurs saisonniers marqués. Dans notre analyse, ceux-ci sont inclus dans $Z_{.t}$ et e_{jt} . En calculant les moyennes pour chacune de ces quantités pendant les mois ou les trimestres d'observation correspondants, on peut isoler ces facteurs saisonniers des deux parties. C'est-à-dire, par exemple:

$$(3.7) \quad e_{jt} = e'_{jt} + d_{jt}$$

$$(3.8) \quad Z_{.t} = Z'_{.t} + \bar{d}_{.t}$$

où $\bar{d}_{.t}$ est la moyenne de e_{jt} pour le mois ou le trimestre en cause et $\bar{d}_{.t}$ est la moyenne de $Z_{.t}$. On a alors:

$$(3.9) \quad \sum_j \sum_t e_{jt}^2 = \sum_j \sum_t e_{jt}'^2 + \sum_j \sum_t d_{jt}^2$$

et

$$(3.10) \quad \sum_t Z_{.t}^2 = \sum_t Z_{.t}'^2 + \sum_t \bar{d}_{.t}^2$$

$$(3.2) \quad \bar{Z} = \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T Z_{jt}/T$$

On suppose que les changements de prix globaux affectant tous les biens, que l'on pourrait appeler les éléments inflation ou déflation, sont contenus dans les deux premiers termes. Par ailleurs, les variations des prix relatifs sont contenues dans les deux derniers termes: Z_j comprend la variation nette des prix relatifs survenu pendant la période de e_{jt} comprend les variations temporaires. Le calcul de ces quatre éléments se fait de la manière suivante:

$$(3.1) \quad Z_t = \bar{Z} + Z_t + Z_j + e_{jt}$$

Nous considérons donc que Z_{jt} peut se décomposer ainsi:

- a) \bar{Z} la variation globale de tous les prix survenue pour l'ensemble de la période.
- b) Z_t l'écart total de la variation des prix par rapport à la variation globale à l'instant T .
- c) Z_j l'écart de la variation de l'article j ème par rapport à la variation globale pendant la période et
- d) e_{jt} la variation de prix qui n'est associée à aucun de ces facteurs.

L'économie fournit les prix comme un ensemble de variables dont la formation et les effets sont liés entre eux et à d'autres variables. Étant donné cette caractéristique, on s'attendrait à ce que les prix soient en corrélation avec de nombreuses variables économiques sans que ces corrélations soient particulièrement indicatives des mécanismes de l'économie. Toutefois, dans notre étude, nous ne tiendrons pas compte de ces considérations et nous considérerons les variations de prix sous un angle différent. Nous envisagerons les variations des indices J au cours de périodes T , exprimées par Z_{jt} , avec $j=1, \dots, J$, $t=1 \dots T$. On suppose que chaque variation se compose de quatre éléments:

LA DÉCOMPOSITION UTILISÉE

tion tentante.

Les coefficients de pondération de (2.6) varient avec les quantités. En conséquence, lorsque l'on analyse les fluctuations de l'ISP, il est difficile de voir lesquelles, des variations de prix ou des variations des coefficients de pondération, ont exercé l'effet le plus marqué. Il n'est pas réellement justifié de comparer les changements de période en période de l'indice, quoique sa large composition rende cette opération tentante.

$$(2.6) \quad I_t = \sum_{j=1}^J p_{jt} q_{jt} / \sum_{k=1}^K p_{ko} q_{kt} = \sum_{j=1}^J p_{jo} q_{jt} (p_{jt}/p_{jo}) / \sum_{k=1}^K p_{ko} q_{kt}$$

Les indices ISP sont de la forme:

soient peu différents.

on aboutit en principe à une répartition très insatisfaisante des indices. D'un autre côté, il semble plus raisonnable de supposer que les variances des variations des prix individuels sont plus susceptibles d'être constantes pour les taux de variations que pour les montants de variation; les variances de (2.2) sont donc plus susceptibles de se modifier au cours du temps que celles de (2.4). Dans notre étude, nous nous concentrerons sur (2.4) quoique les résultats obtenus à partir de (2.2) ou de (2.5)

L'ISP représente une série d'indices de Paasche dont l'année de base est 1961. Les variations d'année en année de l'indice reflètent des changements dans les coefficients de pondération et dans les prix; toute analyse approfondie est donc sujette à caution. L'intérêt de ces indices est qu'ils couvrent un grand nombre d'éléments avec une base pour laquelle on dispose de séries comparables d'autres variables. Néanmoins, l'ISP est fondé dans une large mesure sur des prix qui entrent également dans la composition de l'IPC et de l'IPVI.

La formule fondamentale d'un indice de Laspeyres est:

$$(2.1) \quad I_t = \frac{\sum p_{jt} q_{j0}}{\sum p_{j0} q_{j0}} = \frac{\sum p_{jt} q_{j0} (p_{jt}/p_{j0})}{\sum p_{j0} q_{j0} (p_{jt}/p_{j0})} / \frac{\sum p_{j0} q_{j0}}{\sum p_{j0} q_{j0}}$$

Comme l'indique le second membre de l'équation (2.1), on peut considérer un indice de Laspeyres comme une moyenne pondérée selon les valeurs des prix relatifs. Lors de l'analyse des variations de l'indice, nous pouvons examiner le changement de l'indice,

$$(2.2) \quad I_t - I_{t-1} = \frac{\sum p_{j0} q_{j0} (p_{jt}/p_{j0})}{\sum p_{j0} q_{j0}} - \frac{\sum p_{j0} q_{j0} (p_{j,t-1}/p_{j0})}{\sum p_{j0} q_{j0}}$$

qui représente la moyenne des variations des prix relatifs, en utilisant les pondérations selon la valeur pour l'année de base; ou bien nous pourrions examiner les valeurs relatives de l'indice,

$$(2.3) \quad I_t/I_{t-1} = \frac{\sum p_{jt} q_{j0} / \sum p_{j,t-1} q_{j0}}{\sum p_{j,t-1} q_{j0} / \sum p_{j,t-1} q_{j0}} = \frac{\sum p_{jt} q_{j0} (p_{jt}/p_{j,t-1})}{\sum p_{j,t-1} q_{j0} (p_{jt}/p_{j,t-1})} / \frac{\sum p_{j,t-1} q_{j0}}{\sum p_{j,t-1} q_{j0}}$$

L'égalité (2.3) est aussi une moyenne pondérée selon les valeurs des prix relatifs, mais les valeurs en cause sont celles des quantités, pendant la période de base, multipliées par les prix de la période précédente, donc les variations au cours du temps. On peut considérer les changements de période en période de l'indice

$$(2.4) \quad (I_t - I_{t-1}) / I_{t-1} = \frac{\sum w_{jt} [(p_{jt} - p_{j,t-1}) / p_{j,t-1}] / \sum w_{kt}}{\sum w_{kt}}$$

(où les w_{jt} sont les coefficients de pondération) comme une moyenne arithmétique des variations relatives ou comme un approximation de la variation moyenne des logarithmes des prix. Soit:

$$(2.5) \quad \Delta \log I_t \approx \frac{\sum w_{jt} [(p_{jt} - p_{j,t-1}) / p_{j,t-1}] / \sum w_{kt}}{\sum w_{jt} (\log p_{jt} - \log p_{j,t-1}) / \sum w_{kt}}$$

Les coefficients de pondération utilisés dans un indice peuvent revêtir une importance capitale aux fins de l'évaluation des variations globales des prix et de leur caractère significatif ou aux fins de l'utilisation des indices pour décomposer les changements de valeur en changements de quantité et en changements des prix. Ils sont de moindre importance lorsqu'il s'agit d'étudier les changements des prix moyens indépendamment de leurs conséquences pour la production réelle. De ce point de vue, un indice n'est rien d'autre qu'une moyenne pondérée de manière plutôt particulière. Cette particularité tient à ce qu'il n'y a aucune raison de supposer que les coefficients de pondération représentent de quelque manière les écarts-types relatifs.

Parmi les trois identités (2.2), (2.4) et (2.5), seule (2.2) est une moyenne à pondération fixe. Les deux autres, fondées sur les indices publiés, sont affectées par les variations des prix. Si l'on considère les prix comme un facteur stochastique,

¹ Cf. bibliographie pour références complètes.

² Cf. n°3 de la bibliographie.

Un grand nombre de séries statistiques sur les prix sont disponibles. Dans notre étude, nous nous concentrerons sur trois indices des prix canadiens: l'indice des prix à la consommation (IPC), l'indice des prix de vente dans l'industrie (IPVI) et l'indice synthétique des prix des comptes nationaux (révisés) (ISP). L'IPC et l'IPVI sont des indices de Laspeyres. Ils diffèrent l'un de l'autre par leur conception et leur composition. L'IPC concerne essentiellement les prix de détail (impôts indirects inclus) d'un large éventail de biens et de services de consommation. L'IPVI concerne les prix demandés par les producteurs au niveau des industries. On trouvera de la documentation sur ces indices dans les catalogues 62-518 et 62-528 du BFS. Asimakopulos et Loyns en ont présenté une évaluation¹. Pris dans son ensemble, l'IPC cherche à évaluer le coût au détail d'un panier de marchandises «représentatif». Une telle interprétation directe est impossible pour les valeurs globales de l'IPVI car ces indices ne comprennent pas les valeurs ajoutées, et les éléments qui les composent peuvent être des produits intermédiaires utilisés pour d'autres productions ou des produits finaux. Les remarques de Stigler² concernant les difficultés inhérentes aux prix indiqués par les vendeurs s'appliquent en grande partie à l'IPVI.

LES INDICES

La présente étude accorde une très grande importance à ce sujet. Il y a toujours semble raisonnable de penser que si le prix d'un bien est trop faible (ou élevé) par rapport aux prix de la plupart des autres biens, la prévision la plus élémentaire consiste à dire que le prix de ce bien va s'accroître (ou diminuer). Ceci est particulièrement vrai lorsque les prix sont exprimés à l'aide d'un «numéraire» — mais il n'en est pas ainsi pour le numéraire lui-même, dont le prix est, par convention, invariable. Ceci ne causerait aucun problème sur des marchés parfaits, mais, lorsque les prix sont fixés, il se peut que la nécessité de modifier tous les prix ne soit pas très évidente pour ceux qui les établissent et que certains varient initialement plus que d'autres. On pourrait peut-être raisonnablement supposer qu'en longue période ces effets de décalage s'aplaniront, mais ceci n'est pas évident à court terme, notamment quand l'investissement est en jeu. Si, lorsque l'on ajuste le prix relatif du numéraire, les autres prix relatifs en sont temporairement affectés, le montant, la nature et l'âge du stock de biens durables ou d'investissement peut se trouver modifié. Il est donc intéressant d'examiner comment les divers prix individuels varient lorsque les niveaux globaux changent, de voir si les variations des prix relatifs s'intensifient avec l'accélération des hausses des prix moyens et si ces changements des prix relatifs sont temporaires ou permanents. La présente étude accorde une très grande importance à ce sujet.

Il y a toujours semble raisonnable de penser que si le prix d'un bien est trop faible (ou élevé) par rapport aux prix de la plupart des autres biens, la prévision la plus élémentaire consiste à dire que le prix de ce bien va s'accroître (ou diminuer). Ceci est particulièrement vrai lorsque les prix sont exprimés à l'aide d'un «numéraire» — mais il n'en est pas ainsi pour le numéraire lui-même, dont le prix est, par convention, invariable. Ceci ne causerait aucun problème sur des marchés parfaits, mais, lorsque les prix sont fixés, il se peut que la nécessité de modifier tous les prix ne soit pas très évidente pour ceux qui les établissent et que certains varient initialement plus que d'autres. On pourrait peut-être raisonnablement supposer qu'en longue période ces effets de décalage s'aplaniront, mais ceci n'est pas évident à court terme, notamment quand l'investissement est en jeu. Si, lorsque l'on ajuste le prix relatif du numéraire, les autres prix relatifs en sont temporairement affectés, le montant, la nature et l'âge du stock de biens durables ou d'investissement peut se trouver modifié. Il est donc intéressant d'examiner comment les divers prix individuels varient lorsque les niveaux globaux changent, de voir si les variations des prix relatifs s'intensifient avec l'accélération des hausses des prix moyens et si ces changements des prix relatifs sont temporaires ou permanents. La présente étude accorde une très grande importance à ce sujet.

INTRODUCTION

Les variations de prix sont le sujet de la présente étude. L'objectif fondamental est de voir *comment* les prix ont évolué dans le passé et non *pourquoi* ils ont fluctué. Plus précisément, ce sont les variations des prix les uns par rapport aux autres et leurs fluctuations dans le temps qui nous intéresseront plutôt que les relations entre les changements de prix et les modifications d'autres variables. Nous nous efforcerons de savoir dans quelle mesure les changements globaux de prix se reflètent dans les changements individuels de prix et dans quelle mesure les variations des changements de prix traduisent des fluctuations à long terme ou temporaires des prix relatifs. Nous nous attacherons plus à déterminer des schémas d'évolution qu'à vérifier des hypothèses.

En ce qui concerne les prix, la recherche économique théorique s'est concentrée sur leurs fonctions de répartition des biens, des services et des ressources selon les goûts et l'état de la technique. Les préférences des consommateurs individuels et les fonctions de ressources et de production dont jouit ou souffre l'économie sont les principaux éléments sous-jacents à la détermination des prix. Au niveau de l'entreprise individuelle, les courbes de demande pour le produit et de coûts constituent les principaux instruments d'analyse. On peut s'attendre à une variation du prix du produit de l'entreprise chaque fois que, du fait d'un changement dans les conditions de coût ou de demande, les acquéreurs n'achèteront plus, si l'ancien prix est maintenu, la quantité que le producteur désire vendre. Il convient cependant de remarquer que la théorie n'indique ni la nature ni le moment du changement de prix. En particulier, l'hypothèse fréquemment utilisée, selon laquelle l'excédent de la demande (ou de l'offre) apparaît d'abord puis est suivi d'une hausse (ou d'une baisse) régulière des prix jusqu'à disparition de l'excédent, ne découle pas des

auteurs, à cause de l'absence de données pertinentes. Toutefois, ce manque de renseignements souligne l'intérêt considérable de cette modeste étude et des confirmations qu'elle apporte à propos des principaux facteurs affectant l'importation des marges commerciales. Il est cependant évident que nous ne possédons qu'une connaissance très limitée de l'établissement des prix dans ce secteur important.

L'essai de Ferguson étudie les effets de l'abolition, le 18 juin 1971, de la taxe d'accise sur le matériel électronique domestique (téléviseurs, radios, phonographes et appareils combinés). Bien que divers facteurs, tels que les méthodes utilisées par les détaillants pour déterminer les prix, compliquent la situation, cette étude conclut que le consommateur bénéficia de l'abolition de cette taxe.

Le court essai de MM. Whybrow et Wiseman étudie les marges commerciales ou majorations prélevées au stade de la distribution. Ces majorations constituent un élément important des prix des biens et des services finaux. On en connaît peu de chose. Les résultats de cette étude sont modestes—en partie, comme l'expliquent les

d'évolution éventuels.

Ces études sont limitées, aussi bien en ce qui concerne les secteurs de l'économie qu'elles couvrent que l'étendue et la nature des recherches qui ont pu être effectuées. Du fait des limitations des données et des désaccords sur la nature des réactions des prix, la question de la fixation des prix reste ouverte à de vastes secteurs de recherche. Néanmoins, ces deux essais, à l'instar d'autres travaux effectués par la Commission, indiquent que, en autant que la taille et la puissance des producteurs influencent réellement l'évolution des variations de prix, leurs effets sont subtils et ne constituent pas un élément dominant des schémas

cas, les conditions intérieures jouent un rôle majeur.

Dans le quatrième essai, M. D. G. McFetridge utilise une méthodologie différente, mais il trouve également peu de rapport entre les variations de prix observées et la structure de l'industrie. En particulier, selon cette étude, de nombreuses industries sont sensibles à la vigueur de la demande pour leurs produits, et ceci, apparemment, quel que soit le degré de concentration de l'industrie. De même, bien qu'il relève certains cas où les prix étrangers sont des éléments déterminants lors de l'établissement des prix canadiens, M. McFetridge trouve que, dans la plupart des

joue apparemment qu'un rôle mineur.

Le premier de ces deux essais (le troisième du présent document), préparé par M. K. Dennis, étudie les relations entre les variations de prix et la structure industrielle, en particulier la possibilité que ces fluctuations soient liées à la concentration d'une industrie ou au nombre de firmes qui la composent, et à la taille des firmes au sein de l'industrie. Ce domaine de recherche s'est depuis longtemps avéré délicat et incertain. Bien qu'imprécises et, à certains égards, déroutantes, les relations mises à jour par Dennis sont intéressantes et suggestives. Entre autres résultats, l'auteur a trouvé que les effets attribuables aux différents aspects du pouvoir de marché peuvent ne pas être identiques, bien que chacun puisse jouer un certain rôle dans la détermination du moment et, peut-être, de l'ampleur des variations observées. Cependant, dans son ensemble, cette étude indique que, si le pouvoir de marché peut expliquer en partie des différences de changements de prix, cet élément ne

nature et à la structure de l'industrie considérée.

Ces deux premiers essais prennent en considération les schémas d'évolution d'indices de prix dont l'utilisation est largement répandue. Dans les deux études suivantes, on étudie l'effet éventuel du pouvoir de monopole sur l'évolution observée des variations de prix. Le problème y est abordé de manière différente. Dans le premier cas, on compare les changements de prix survenus au cours d'une certaine période (ou, plutôt, de certaines périodes) dans les diverses industries, et ce, afin de voir si l'ampleur et la nature des fluctuations sont liées à la taille ou à la puissance des firmes au sein de l'industrie considérée. Dans le second cas, on a d'abord examiné les changements de prix survenus dans certaines industries au cours du temps, puis on s'est efforcé de voir s'il existe, dans ces schémas d'évolution des variations de prix, des différences systématiques que l'on pourrait relier à la

Les six études contenues dans le présent volume représentent une partie des recherches effectuées pour la Commission des prix et des revenus. Elles complètent d'autres travaux de la Commission sur les problèmes de prix, lesquels font l'objet de rapports publiés séparément, en particulier ceux de R.M.A. Loyns, *Examen de l'indice des prix à la consommation et de l'indice synthétique des prix en tant que mesures des changements de prix récents dans l'économie canadienne*; B. L. Scarfe, *Détermination des prix et mécanisme de l'inflation au Canada*; et Lester D. Taylor, Stephen J. Turnovsky et Thomas A. Wilson, *Les mécanismes de l'inflation dans le secteur manufacturier au Canada*. Les documents contenus dans le présent volume nous paraissent d'un grand intérêt; toutefois, les opinions qui y sont exprimées ne correspondent pas nécessairement à celles de la Commission des prix et des revenus. Dans la première étude, M.M. Cragg et Young examinent l'importance et la nature des changements de prix au Canada, tels que les ont enregistrées les divers indices des prix. Cette étude relève une grande quantité de variations à court terme des prix relatifs. Elle indique également que les changements des prix courants, auxquels on peut identifier l'inflation, représentent une fraction relativement faible des fluctuations de prix enregistrées. Ce résultat n'est pas dénué d'intérêt, car bien des gens s'inquiètent lorsque le prix de certains produits s'accroît fortement. Pourtant, de telles hausses ne correspondent pas nécessairement à une situation d'inflation.

Dans la seconde étude, M. H. T. Young étudie la possibilité de combiner les renseignements fournis par les indices de prix conventionnels sous une forme plus révélatrice de l'évolution sous-jacente des prix courants. Cette question revêt une grande importance car les variations désordonnées des indices des prix conventionnels rendent malaisée l'identification de l'inflation. Cette étude, qui recourt à des méthodes statistiques très élaborées, contient des résultats très prometteurs.

Etude	Tableau		
	X	Premières composantes principales – taux de variation – IPC, 1949-1960 et 1961-1970 – décomposition	42
	XI	Proportion de la variance des séries composantes expliquée par les premières et secondes composantes principales – décomposition désagrégée – IPC, 1949-1960 et 1961-1970.	43
	XII	Première composante principale – IPC trimestriel – décomposition en 7 séries – niveaux – taux de variation	44
	XIII	Première composante principale – IPC trimestriel – décomposition en 18 séries – niveaux	44
	XIV	Première composante principale – IPC trimestriel – décomposition en 18 séries – taux de variation	45
	XV	Indice des prix à la consommation – première composante principale – taux de variation de mois en mois	46
	XVI	Indice synthétique des prix – première composante principale – taux de variation de trimestre en trimestre	47
	XVII	Indice des prix de gros – première composante principale – taux de variation de mois en mois	48
3	I	Evaluation de la dimension des entreprises et de leur concentration dans 90 industries	56
	II	Proportion des principales catégories d'industries manufacturières couvertes par l'échantillon de 90 industries	58
	III	Répartition de la concentration des «firms» estimées	65
	IV	Répartition des industries selon la dimension des entreprises	68
	V	Dimension et concentration des entreprises	69
	VI	Equations multi-sectorielles	70
	VII	Equations multi-sectorielles, IPVI, rapports-années pour 1, 7 et 8 ans, 90 industries	74
	VIII	Equations multi-sectorielles, IPVI, rapports-années pour 1, 7 et 8 ans, 90 industries	75
	IX	Equations multi-sectorielles. Marges ajoutées aux coûts d'exploitation, 90 industries	77
	X	Corrélation de la dimension des entreprises et de leur concentration avec IPVI, PD, PT, CUM et GHM, périodes de 1 et 8 ans, 90 industries.	78
	XI	Catégories d'industries, G, P, Pe et B	80
	XII	R ² (Corrigés pour degrés de libre variation), rapports – années de 1 à 8 ans pour les échantillons G, P, Pe et B, 30 industries par échantillon	83
	XIII	Résultats de l'analyse de variance et de la régression pour une variable de simulation, périodes d'un an, échantillons de 30 industries	84
	XIV	Résultats de l'analyse de variance et de la régression pour une variable de simulation, périodes de 5 à 8 ans, échantillons de 30 industries	85
	XV	R ² et SEF, exprimés en fonction de la variance totale du prix, régressions multi-sectorielles pour trente industries, périodes de 1 à 8 ans.	87
	XVI	Tendances de 1961 à 1969 divers indices économiques, 90 industries.	90
	XVII	Pouvoir des syndicats et variables-substituts du pouvoir de marché.	94
	XVIII	Salaires et pouvoir des syndicats	94
4	I	Industries pour lesquelles on a estimé les équations d'ajustement des prix	106
	II	Comparaison des prix cotés et des prix réels	118
	III	Répartition des facteurs de production – industries de l'échantillon	138
	IV	Equations d'ajustement des prix	139
	V	Industries dans lesquelles le déséquilibre de la demande est significatif	145

98	Problèmes de politique économique
100	Le modèle
105	L'échantillon et les données
105	La demande
111	Les coûts en main-d'œuvre
114	Coûts en matières premières
115	Les prix étrangers et le taux de change
116	Les prix réels
119	Equations d'ajustement des prix: les résultats de l'analyse empirique
135	Conséquences pour les politiques économiques
149	Annexe A – Calcul des séries statistiques d'équilibre des stocks
155	Annexe B – Calcul des prix des intrants au niveau des industries 1956-1969

MARGES COMMERCIALES

par M. W. Whybrow et C.S. Wiseman

Annexe

EFFETS DE L'ABOLITION DE LA TAXE D'ACCISE FÉDÉRALE DE 1971 SUR LES
PRIX DU MATÉRIEL ÉLECTRONIQUE DOMESTIQUE

par James M. Ferguson

171	Introduction
172	Calcul du taux réel de la taxe d'accise
174	Changements dans les prix des producteurs et des importateurs
176	Les changements prévus des prix de détail dans les conditions de concurrence suivant l'abolition de la taxe d'accise
178	Effets des politiques de majoration des prix de détail sur les réductions procen-tuelles chez les détaillants
178	Changements dans les prix de détail des appareils de télévision à la suite de l'abolition de la taxe d'accise
180	Conclusion

TABLEAUX

Étude Tableau

7	I	Décomposition de la somme des carrés
9	II	Décomposition pour des périodes de trois ans
10	III	Décomposition par années
11	IV	IPC et ISP agrégés
12	V	Effets de l'agrégation de l'IPC, données trimestrielles
13	A-1	IPC – 1949 à 1969 – Catégories mineures
17	A-2	IPVI – 1961 – 1949 – Trimestriel
19	A-3	ISP – 1949 à 1969
34	I	Matrices de corrélation – niveaux de prix
35	II	Premières composantes principales – niveaux
36	III	Matrices de corrélation – variations de prix
37	IV	Premières composantes principales – taux de variation
37	V	Coefficients de variation – taux de variation
38	VI	Proportion de la variance des séries composantes expliquée par les premières et secondes composantes principales
39	VII	Premières composantes principales – taux de variations – décomposition désagrégée
40	VIII	Proportion de la variance des séries composantes expliquée par les premières et secondes composantes principales – décomposi- tion désagrégée
41	IX	Premières composantes principales – taux de variation – IPC, 1949-1960 et 1961-1970. Proportion de la variance des séries composantes expliquée par les premières et secondes composantes principales

TABLE DES MATIÈRES

Avant-propos	vii
SCHEMAS D'ÉVOLUTION DES VARIATIONS DE PRIX	
par J. G. CRAIG et H. T. YOUNG	
Introduction	1
Les indices	2
La décomposition utilisée	4
Résultats	6
Résumé et conséquences	12
Bibliographie	20
PRINCIPALES COMPOSANTES, INDICES DE PRIX ET INFLATION	
par H. T. YOUNG	
Introduction	21
Méthode	23
Résultats	26
Application	32
Conclusions	33
Bibliographie	52
LE POUVOIR DE MARCHÉ ET LES PRIX DANS L'INDUSTRIE	
par K. DENNIS	
Introduction	53
L'échantillon et les données	55
La dimension des firmes et la concentration	62
Régressions multi-sectorielles — échantillon de 90 industries	70
Analyse multi-sectorielle d'échantillons de 30 industries	79
Quelques tendances observées pendant la période de huit ans	89
Résumé et conclusions	92
Remarques sur le pouvoir des syndicats	93
AJUSTEMENT À COURT TERME DES PRIX DANS LE SECTEUR DES INDUSTRIES	
MANUFACTURIÈRES AU CANADA	
par D. C. McFETRIDGE	
Introduction	95
Problèmes théoriques	96

© Droits de la Couronne réservés
En vente chez Information Canada à Ottawa,
et dans les librairies d'Information Canada:

HALIFAX
1687, rue Barrington

MONTREAL
640 ouest, rue Ste-Catherine

OTTAWA
171, rue Slater

TORONTO
221, rue Yonge

WINNIPEG
393, avenue Portage

VANCOUVER
800, rue Granville

ou chez votre libraire.

Prix: \$5.25
N° de catalogue: RG33-3-1972

Prix sujet à changement sans avis préalable

Information Canada
Ottawa, 1973

RÉFLEXIONS SUR LES VARIATIONS DE PRIX AU CANADA



Études préparées pour
la Commission des prix et des revenus

par
J.G. Cragg
H.T. Young
K. Dennis
D.G. McFetridge
M.W. Whybrow
C.S. Wiseman
James M. Ferguson

«Le présent document fait partie d'une série d'études préparées pour la Commission des prix et des revenus. Les analyses et les conclusions que contiennent ces études sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les opinions de la Commission».

Réflexions sur
les variations de prix

COMMISSION
DES PRIX
ET DES
REVENUS

